19339

Der

Rückgang der Sterblichkeit

in den letzten fünfzig Jahren

und seine Bedeutung für das Versicherungswesen.

Inaugural-Dissertation

zur

Erlangung der Doktorwürde

der hohen

Staatswirtschaftlichen Fakultät der Universität München

AGAD. LUBLBAT. BIBL.

vorgelegt von

Albert Abel,
Rostock i. M.

Tübingen.
Druck von H. Laupp jr.
1903.

Referent: Herr Unterstaatssekretär Professor Dr. **G. v. Mayr.**

Meinem Lehrer

Herrn Prof. **L. v. Bortkiewicz**

in Dankbarkeit gewidmet.

Digitized by the Internet Archive
in 2026

https://archive.org/details/IA41552325_0003

Vorwort.

Nachfolgende Arbeit, zu der ich die Anregung durch Herrn Unterstaatssekretär v. Mayr empfing, ist in den Seminarien des Herrn Prof. v. Bortkiewicz-Berlin und des Herrn Unterstaatssekretärs Prof. v. Mayr-München entstanden. Das umfangreiche Material, das der Arbeit zu Grunde liegt, wurde mir besonders durch die Liebenswürdigkeit der Herren Geh. Regierungsräte Prof. Lexis-Göttingen und Hertzog, stellvertret. Direktors am Kaiserl. statist. Amt, zugänglich. Genannten Herren danke ich für die freundwillige Gestattung der Benutzung der Bibliotheken des königl. preussischen Seminars für Versicherungswissenschaft und des kaiserl. statist. Amtes. Zu besonderem Danke bin ich verpflichtet dem Herrn Unterstaatssekretär v. Mayr, dessen ausgezeichneten Vorlesungen und seminaristischen Uebungen ich die Anregung zu statistischen Forschungen verdanke, und Herrn Prof. v. Bortkiewicz-Berlin für das mir bewiesene freundliche Entgegenkommen und die ausgezeichnete Einführung in die Theorie der Sterblichkeitsmessung. Beiden verehrten Lehrern spreche ich an dieser Stelle meinen herzlichsten Dank aus.

Ferner drängt es mich, dem Herrn Geh. Regierungsrat Prof. Dr. Boeckh, dem Herrn Regierungsrat im Kais. Statist. Amt, Prof. Dr. Zahn und Herrn Privatdozenten Dr. C. Ballod für das freundliche Interesse, das von diesen Herren meiner Arbeit entgegengebracht wurde, meinen besten Dank abzustatten.

A. Abel.

Literatur.

A. Die Literatur zu den Sterbetafeln für die Bevölkerungen.

Statistisches Jahrbuch für das Deutsche Reich. 9. Jahrgang. 1888. — Monatshefte zur Statistik des Deutschen Reiches. 1887. 2. Teil. Heft XI. — Zeitschrift des königl. preuss. stat. Bureaus. 9. Jahrg. 1869. — Zeitschrift des königl. preuss. stat. Bureaus. 1882. — Die Lebensfähigkeit der städt. und ländl. Bevölkerung von Dr. C. Ballod. Leipzig. Dunker und Humblot 1897. — Staats- u. sozialwissenschaftl. Forschungen herausgeg. v. G. Schmoller. Bd. XVI. Heft 5. Leipzig 1899. — XVII. Heft der Beiträge zur Statistik des Königreichs Bayern. (Mortalität und Vitalität im Königreich Bayern von Dr. F. B. W. v. Hermann.) München 1867. — Statist. Nachrichten über das Grossherzogtum Oldenburg, herausgeg. vom stat. Bureau. XI. Heft. 2. Teil. Oldenburg 1870. — Statist. Nachrichten über das Grossherzogtum Oldenburg. XXII. Heft. Oldenburg 1890. — Beiträge zur Statistik Mecklenburgs, herausgegeben vom grossh. stat. Bureau zu Schwerin. X. Band. 3. Heft. Schwerin 1886. — Masius, Rundschau der Versicherungen. Bd. III, S. 335. Bd. IV, S. 289. Bd. V, S. 106. Jahrgänge 1853, 54 und 55. — Zeitschrift des königl. sächsischen statist. Bureaus. XL. Jahrg. Dresden 1894. — Bulletin de l'Institut international de statistique. Tome X. Première Livraison. Rome 1897. — Journal de la Société de statistique de Paris 7ième année 1866. — Statistique de la France 2ième série Tome XVIII. Strassburg 1870. — Statistique de la France N. S. Tome XII. 1882. — Statistique de la France N. S. Tome XV. 1885. — Supplement to the 45th and 55th Annual Report of the Registrar General of Births Deaths and Marriages in England. Part. I. u. II. London 1885 u. 1895. — Philosophical Transactions of the Royal Society of London 1859. London 1864. — Bulletin de la Commission Centrale de Statistique. Tome 4. Bruxelles 1851. — Dass. Tome 5. Bruxelles 1853. — Statistique internationale (Population). Bruxelles 1865. — Bulletin de la Com-

mission Centrale de Statistique. Tome 8. Bruxelles 1860. — Dass. Tome 17. Bruxelles 1897. — Tafeln zur Statistik der österr. Monarchie (die Jahre 1860—65 umfassend). N. F. 5. Bd. 1. Heft. Wien 1871. — Zeitschrift des königl. preuss. statist. Bureaus. 21. Jahrg. 1881. S. 119. (Hierin befindet sich die österr. Sterbetafel 1865—75.) — Zeitschrift für schweizer. Statistik. III. Jahrg. 1867, herausgeg. von Chatelanat. Bern 1867. — Dies. XIII. Jahrg. Bern 1877. — Statistisches Jahrbuch der Schweiz. 1. Jahrgang 1891 und 9. Jahrgang. Bern 1900. — Statist. Jaarbock voor het Koningrijk der Neederlanden 14 en 15. Jahrgangen. I. Bladj. — Bijdragen van het statist Instituut. Nr. 3. Haarlem 1885. — Bijdragen tot de Statistiek van Neederland. V. Sterftetafels voor Neederland beweerkt door Dr. A. J. van Pesch. s'Gravenhage 1897. — Bidrag till Sveriges officiela Statistik. A. Befolkningsstatistik. Stockholm 1860. — Dass.: Ny följd II. 3. — Dass.: Ny följd XII. 3. for ar 1870. Stockholm 1874. — Dass.: Ny följd XXII. 3. for ar 1880. — Dass.: Ny foljd XXXII. 3. for ar 1890. Stockholm 1895. — Norges officielle Statistik C. Nr. 1. — Tabeller ved kommende Folkemangdens Bevaegelse in Aarena 1856—65 udgivne af Departemented for det Indre. Christiania 1868/69. — Dass.: Tredie Raekke n° 68. Livsey Dodstabeller for det norske Folk. Christiania 1888. — Dass.: Tredie Raekke 48. Band n° 304. Christiania 1898. — Statistisk Tabelvaerk 3. Raekke II. Kjöbnhavn 1863. — Dass.: 4. Raekke Litra A. No. 2. Kjöbenhavn 1882. — Dass.: 4. Raekke Litra A. No. 7. Kjöbenhavn 1893. — G. v. Mayrs Allgemeines Statistisches Archiv. 3. Jahrg. 1893/94. 1. Halbbd. S. 23 u. f. — Dass. Jahrgang 1894/95. S. 535. — Dass. Jahrgang 1895/96. S. 531. — Memoiren der Petersburger Akademie der Wissenschaften. VIII. Serie, Bd. I. No. 5. 1897. S. 119 u. f. (russisch.) — Handwörterbuch der Staatswissenschaften Bd. 6. Artikel: Sterblichkeit und Sterblichkeitstafeln von L. v. Bortkiewicz. — Bulletin de Statistique et de législation comparée. Paris 1890.

B. Die Literatur zu den Sterbetafeln der Versicherungsgesellschaften.

a. Tafeln für die Versicherung auf den Todesfall.

Tables exhibiting the law of mortality deduced from the combined experience of 17 life assurance offices. London 1843 (Tafel der 17 engl. Ges.). — Tables deduced from the Mortality Experience of Life Assurance Companies collected and arranged by the Institute of Actuaries of Great Britain and Ireland. London 1869 (Tafel der 20 engl. Gesellsch.). — Institute of Actuaries and Faculty of Actuaries. Joint Mortality Investigation. Combined Experience of Assured Lives (1863—93). Whole Life Assurances. Males. Unadjusted Data. London 1900. — Dass., Whole Life Assurances. Females. 1900. — Mitteilungen aus der Geschäfts- und Sterblichkeitsstatistik der Lebensversicherungsbank für Deutschland zu Gotha für die 50 Jahre (1829—78) herausgegeben von Dr. Emminghaus. Weimar 1880. (Tafel der Gothaer nach Babbage.) — Deutsche Sterblichkeitstafeln aus den Erfahrungen von 23 deutschen Gesellschaften, veröffentlicht im Auftrage des Kollegiums für Lebensversicherungswissenschaften. Berlin 1883. — Tables de mortalité du comité des compagnies d'assurances à primes fixes sur la vie Paris 1895 (Tafel der 4 franz. Gesellsch. A. F.). — Sh. Homans, Report exhibiting the experience of the Mutual Life Insurance Company of New-York. New-York 1868 in: Principles and Practice of Life Insurance. (Amerik. Sterbetafel.) 6th edition 1892. — L. W. Meech, System

and tables of Life Insurance. Norwich, Conn. 1881. (Tafel der 30 amerikanischen Gesellschaften.)

b. Rentnersterbetafeln.

Jahrbuch für das deutsche Versicherungswesen, herausgegeben von J. Neumann Berlin. Jahrgänge 1897 u. f. — Report and observations relating to tontines, ordered by the House of Commons to be printed 1860. (A. G. Finlaisonstafel.) — Karup, Handbuch der Lebensversicherung. Leipzig 1871. — Masius, Allgemeine Versicherungszeitung Jahrgang 1847. (Brunestafel.) — Mitteilungen aus den Verhandlungen des sächsischen Landtages, Session 1891/92. Dekret vom 11. November 1891. (Tafel der Altersrentenbank zu Dresden.) — Vereinsblatt für das deutsche Versicherungswesen. 19. Jahrgang, No. 6. Juni 1891. (Deutsche Rentnersterbetafel). — Vereinsblatt für das deutsche Versicherungswesen. 3. Jahrgang No. 5 vom 15. Mai 1875. (Tafel der preussischen Rentenversicherungsanstalt, Berlin.) — Comité des compagnies d'Assurances à primes fixes sur la vie. Paris 1895. (Französische Rentnersterbetafel R. F.) — Essai sur les probabilités de la durée de la vie humaine. Paris 1746. (Déparcieuxtafel.) — Institute of Actuaries: Joint Life Annuity Tables for Lives of both Sexes and also single Life Annuity Tables and auxiliary Tables deduced from the mortality experience of government Life Annuitants between 1808 and 1875 according to the Report of 1883 of A. J. Finlaison. (Englische Rentnersterbetafel von 1883.) — Institute of Actuaries and Faculty of Actuaries: Joint Mortality Investigation. Combined Experience of Life Annuitants (1863—93). Unadjusted Data. London 1899. — Les Assurances: Études théoriques et pratiques sur l'assurance sur la vie par Albert Chaufton. Tome 1. Paris 1884. (Tafel der 3 französischen Gesellschaften).

C. Weitere der Arbeit zu grunde liegende Literatur.

H. Westergaard, Mortalität und Morbilität. Jena 1882 (neueste Aufl. 1901) — Ders., Die Grundzüge der Theorie der Statistik. Jena 1890. — G. v. Mayr, Statistik und Gesellschaftslehre. II. Bd. Freiburg i. B. 1897. — Ders., Die Gesetzmässigkeiten im Gesellschaftsleben. München 1877. — Frh. v. Fircks, Bevölkerungslehre und Politik. Leipzig 1898. — Wappäus, Allgemeine Bevölkerungsstatistik I. 1859, II. 1861. — Joh. P. Süssmilch, Die göttliche Ordnung in den Veränderungen des menschlichen Geschlechtes. Berlin 1788. 4. Aufl. 1. Teil. — Quetelet, Sur l'homme et le développement de ses facultés ou essay de physique sociale. Bruxelles 1836. Tome 2. — Kolb, Handbuch der vergleichenden Statistik. 7. Aufl. Leipzig 1875. — Statistisches Jahrbuch der Schweiz. 7. Jahrg. 1898. — E. Blaschke in Monatsschrift der k. k. statistischen Zentralkommission. XVII. Jahrg. Wien 1890. — Zeitschrift für Sozialwissenschaft. Herausgegeben von R. J. Wolff. Berlin 1899. — Zeitschrift für Hygiene und Infektionskrankheiten. Herausgegeben von R. Koch und C. Flügge. Leipzig. 31. Band. — Conrads Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik. N. F. XIII. Bd.; XVI. u. XVIII. Bd. 3. Folge: Bd. 5; Bd. 6; Bd. 8; Bd. 10; Bd. 11. Bd. 8, Jena 1867; Bd. 25, Jena 1875; Bd. 33. Jena 1879. — J. Körösi in Bulletin de l'Institut international de statistique. Tome VI. 2. Rome 1892 und Tome VIII. Rome 1895. — d'Ivernois in Bibliothèque universelle 1831. — Journal des Économistes. Tome 26. 9. Jahrg. Paris 1850. — Zeitschrift des königl. preuss. stat. Bureaus. 9. Jahrg. Berlin 1869. — Knapp, Ermittelung der Sterblichkeit. Leipzig 1868. — Ders., Theorie des Bevölkerungswechsels. Braunschweig

1874. — Zeitschrift des königl. preuss. statist. Bureaus I. Jahrg. No. 12; II. Jahrg. No. 3, 9, 10. — 37. Heft der Beiträge zur Statistik Bayerns. (Jahresbericht über die Bewegung der Bevölkerung im Königreich Bayern für 1876.) München 1878. — Dictionnaire de l'économie politique (2ième vol.) par M. M. Ch. Coquelin et Guillaumin. Paris 1853. — Wappäus, Einleitung in das Studium der Statistik. Leipzig 1881. — Journal de la Société de statistique de Paris 1895. — Casper, Die wahrscheinliche Lebensdauer des Menschen. Berlin 1835. — v. Bortkiewicz im Handwörterbuch der Staatswissenschaften Bd. 5, Artikel: Lebensdauer und I, Supplementband, Artikel: Sterblichkeit und Sterblichkeitstafeln. — Württembergische Jahrbücher für Statistik und Landeskunde, Jahrgang 1877. Stuttgart 1878. Staatswissenschaftliche Studien, herausgegeben von L. Elster. IV. Bd. 6. Heft. Jena 1893. — Hugo Bernheim, Die Intensitätsschwankungen etc. in Bayern und Sachsen und deren Faktoren. (Würzburg, Mediz. Fakultät, Inauguraldissertation von 1888.) — Statist. Nachrichten über das Grossherzogtum Oldenburg, 9. Heft. Oldenburg 1867. (Artikel: Zur Theorie der Sterbetafeln für ganze Bevölkerungen.) — Oesterlen, Handbuch der medizinischen Statistik. Tübingen 1874. — Jahrbuch für Gesetzgebung, Verwaltung und Volkswirtschaft im Deutschen Reiche. Herausgegeben von G. Schmoller. N. F. XXII. Jahrg. 1898. 2. Heft. — N. F. Bd. 44 der Statistik des Deutschen Reiches. Masius Rundschau, N. F. IX. Jahrg. Leipzig 1897 und N. F. XII. Jahrg. Leipzig 1900. — J. Conrad, Statistik I. Jena 1900. — Fr. Ratzel, Anthropo-Geographie 2. Bd. 1891. — The Elements of Vital Statistics von Newsholme. London 1899. 3. Aufl. — Statistisches Jahrbuch für das Königreich Bayern, Jahrgang 1899 und Jahrgang 1901. — Beitrag zur Untersuchung d. Einfl. v. Lebensstellung u. Beruf auf die Mortalitätsverhältnisse von J. Conrad. Jena 1877. — Soziale Praxis: Zentralblatt für Sozialpolitik, herausgegeben von Prof. Dr. Franke. X. Jahrg. Leipzig 1901. — Zeitschrift für Versicherungswesen No. 42, 43, 44 und 45. — E. Roghé, Geschichte und Kritik der Sterblichkeitsmessung bei Versicherungsanstalten in Supplement 18 der Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik. Jena 1891. — Dr. Schmerler, Die Sterblichkeitserfahrungen unter den Rentenversicherten. Berlin 1893. — H. Tarnke, Die Rechnungsgrundlagen der Lebensversicherung. Leipzig 1898. — Poterin du Motel, Théorie des Assurances sur la vie. Paris 1899. — Journal of the Institute of Actuaries and Assurance Magazine. Vol. XXIV. Part. II. London 1883. — Emminghaus, Geschichte der Lebensversicherungsbank für Deutschland zu Gotha. Weimar 1877. — Versicherungsrundschau, herausgegeben von B. Iranyi. Wien III. Jahrg. 1. Dez. 1901. — Rufus W. Weeks in Actuarial Society of America Vol. II. 1891/92. — Aus der Praxis der Gothaer Lebensversicherungsbank. Jena 1902. — Journal of the Institute of Actuaries Tome XV, XIX, XX, XXI und XXII. — Mitteilungen des Verbandes der österr. und ungar. Versicherungstechniker. VI. Heft. — Czuber, Die neuen englischen Sterblichkeitsmessungen. — Actuarial Society of America: Papers and Transactions 1893—94. Vol. III. Desgl. Vol. I. — Select Tables deduced from the Institute of Actuaries Experience. London 1896. — C. Walford, Insurance Cyclopoedia. London 1871—80. — Kihm. Die Gewinnsysteme mit steigenden Dividenden bei der Lebensversicherung. Zürich 1886. — E. Krüger, Die Gewinnquellen der Lebensversicherung. Verlag von Schnapper. Frankfurt a. M. 1901. — Zustand und Fortschritte der deutschen Lebensversicherungsanstalten im Jahre 1900. Jena 1901. — Die Rechenschaftsberichte der verschiedenen Versicherungsgesellschaften.

Inhalt.

Einleitung. Allgemeine Formulierung des Sterblichkeitsproblems. Geschichte der Sterblichkeit früherer Zeiten.

1. Kapitel. Methoden zur Ermittelung der Höhe der Sterblichkeit.

1. Abschnitt. Die Methoden der Sterblichkeitsmessung: Möglichst vollständiges Urmaterial als Voraussetzung jeder statistischen Forschung. Volkszählungen. Allgemeine und besondere Sterblichkeitsziffer. Allgemeine und besondere Sterbenswahrscheinlichkeit. Bedeutung der Sterblichkeitskoeffizienten und der Sterbenswahrscheinlichkeit. Absterbeordnung. Die aus ihr berechneten Sterblichkeitskoeffizienten und Sterbenswahrscheinlichkeiten. Die Bedeutung des allgemeinen und der besonderen Sterblichkeitskoeffizienten der stationär gedachten Bevölkerung. Das Verhältnis von allgemeinem Sterblichkeitskoeffizienten und dem Sterblichkeitskoeffizienten der stationär gedachten Bevölkerung und die Frage der Abhängigkeit der Sterbeziffer von der Geburtenziffer. Die Versuche, die Berechnung des allgemeinen Sterblichkeitskoeffizienten der stationär gedachten Bevölkerung zu umgehen. Westergaards Methode der verhältnismässig Gestorbenen. Die Methode der Standardaltersverteilung von Körösi, Ogle u. a. Die Berechnung der Sterbeziffer der Uebereinjährigen. Die mittlere Lebensdauer und ihre Berechnung. Die verschiedenartige Ermittelung derselben in der älteren Statistik. Die Bedeutung der mittleren Lebensdauer als Sterblichkeitsmass. Zusammenfassung der einzelnen Ergebnisse.

2. Abschnitt. Die verschiedenen Arten von Sterbetafeln und die Faktoren der Sterblichkeit: Die beiden Hauptkategorien von Sterbetafeln. Die Berücksichtigung der Faktoren Alter und Geschlecht in den Sterbetafeln. Das fast völlige Fehlen von Berufssterbetafeln. Die Vielheit der Faktoren der Sterblichkeit und ihre Berücksichtigung in der Arbeit.

3. Abschnitt. Die Konstruktion der Sterbetafeln. Die Berechnung der gleichzeitig Lebenden. Die Beschaffenheit des benutzten Materials: Die indirekte oder Hermann'sche Methode. Die anhaltinische Methode. Die direkte Methode. Ihre Vorteile und ihre Mängel. Die Sterbetafeln der Versicherungsgesellschaften. Déparcieux. Die Beschaffenheit des verwendeten Materials. Die geringere Zuverlässigkeit der Sterbetafeln für die höchsten Alter. Die gleichzeitig Lebenden und die verschiedenen Verfahren ihrer Berechnung.

2. Kapitel. Ergebnisse.

1. Abschnitt. Die Wandlungen der Sterblichkeit in den letzten 50 Jahren auf Grund der Sterbetafeln für ganze Bevölkerungen — Preussen — Mecklenburg-Schwerin — Oldenburg — Sachsen — Bayern — England — Schweiz — Frankreich — Italien — Oesterreich — Niederlande — Belgien — Norwegen — Schweden — Dänemark.

2. Abschnitt. Die Wandlungen der Sterblichkeit auf Grund der Sterbetafeln der Versicherungsgesellschaften. Die Unterschiede zwischen den Sterbetafeln der Versicherungsgesellschaften und denen für ganze Bevölkerungen. Aeussere Unterschiede. Die Selektion (ärztliche Auslese, soziale Auslese und spekulative Selbstauslese und ihre zeitlichen Wandlungen). Die Gegenüberstellung der Sterblichkeitskoeffizienten nach älteren mit denen nach neueren Sterbetafeln und die Momente, die man dabei zu berücksichtigen hat. Die Sterbetafeln der Versicherungsgesellschaften für die Todesfallversicherung: England (die Tafel der 17 englischen Ge-

sellschaften; die der 20 englischen Gesellschaften; die neuen englischen Sterbetafeln). Die Ergebnisse bei Gegenüberstellung der Koeffizienten der einzelnen Sterbetafeln und ein Vergleich mit den entsprechenden Ergebnissen der Bevölkerungsstatistik. Deutschland (die Gothaer Liste 1880 und die Tafel der 23 deutschen Gesellschaften), Frankreich (die Tafel A. F.), Amerika (die amerikanische Sterbetafel und die Tafel der 30 amerikanischen Gesellschaften). Gegenüberstellung der Ergebnisse nach der Gothaer Liste mit denen nach der Gothaer Babbagetafel. Die Sterbetafeln für die Rentenversicherung. Deutschland (Brunetafel, Brune-Fischertafeln, Sterbetafel der preussischen Rentenversicherungsanstalt, Sterbetafel der Altersrentenbank zu Dresden, die deutsche Rentnersterbetafel). Gegenüberstellung der Ergebnisse nach der deutschen Rentnersterbetafel mit denen nach der Brunetafel. Frankreich (Tafel von Déparcieux, Tafel der 3 französischen Gesellschaften, die französische Rentnersterbetafel R. F., die Tafel C. R.). Gegenüberstellung der Ergebnisse nach der Tafel R. F. mit denen nach der Tafel von Déparcieux und der Tafel der 3 französischen Gesellschaften. England (Rentnersterbetafeln von J. Finlaison und A. G. Finlaison). Die Rentnersterbetafeln von A. J. Finlaison. Die neuen englischen Rentnersterbetafeln (1863—93). Gegenüberstellung der Ergebnisse nach der neuen Erfahrungstafel (1863—93) mit denen nach der Tafel von A. G. Finlaison (englische Staatsrentner). Zusammenfassung.

3. Abschnitt. Anwendungen auf das Versicherungswesen: die wirkliche und die rechnungsmässige Sterblichkeit der auf den Todesfall versicherten Personen bei der Gothaer Lebensversicherungsbank und ein Vergleich mit den analogen Ergebnissen bei Gegenüberstellung der Koeffizienten der Gothaer Liste mit denen der Babbagetafel für Gotha (siehe Abschnitt 2). Die wirkliche und die rechnungsmässige Sterblichkeit bei der Lebensversicherungsgesellschaft zu Leipzig, bei der Thuringia zu Erfurt, bei der Berlinischen Lebensversicherungsgesellschaft, bei der allgemeinen Versorgungsanstalt zu Karlsruhe. Die Ergebnisse der Anstalten für Rentenversicherte. Zusammenfassende Darstellung der Ergebnisse für die Versicherung auf den Todesfall. Die Bedeutung dieser Ergebnisse. Die Abhängigkeit der Prämie und der Prämienreserve von den Sterbetafeln. Der rechtliche Charakter der Lebensversicherungsanstalten (A. G. G. G, und A.G. mit Gewinnbeteiligung der Versicherten). Die Dividendenverteilung. Die einzelnen Faktoren, die den Gewinn ergeben. Ihre ungenügende Berücksichtigung in den Verteilungsplänen der Gesellschaften. Der sog. amerikanische Kontributionsplan. Die Mängel sämtlicher Gewinnbeteiligungssysteme. Die Forderung nach neuen deutschen Sterbetafeln für die Todesfallversicherung zur gedeihlichen Fortentwickelung der deutschen Lebensversicherungsgesellschaften.

Schluss. Kurze Zusammenfassung der gesamten Ergebnisse.

Das Problem der Sterblichkeit, das uns im folgenden beschäftigen wird, ist schon so häufig Gegenstand wissenschaftlicher Erörterungen gewesen, dass jeder Versuch, durch erneuete Behandlung dieses wichtige Problem tiefer zu ergründen, keiner besonderen Rechtfertigung bedarf. Die umfangreiche Literatur, die sich um dasselbe gruppiert, liefert zugleich den Beweis, wie schwierig es ist, ein so umfassendes Gebiet erschöpfend und allseitig befriedigend zu ergründen. Die Faktoren, die die Höhe der Sterblichkeit bedingen sind in der Tat so mannigfache

und in ihrer Bedeutung so sehr verschiedene, dass ihre Bestimmung eine fast unerschöpfliche Fundgrube für statistische Forschungen bietet. Um diese Faktoren nun in ihrem Wesen richtig zu erfassen, hat man von der jeweilig waltenden Sterblichkeit auszugehen. Diese kann man in einem einzigen Ausdruck zur Darstellung bringen und man erhält dann in dem gewonnenen zahlenmässigen Ausdruck das Produkt der sämtlichen einzelnen auf die Höhe der Sterblichkeit einwirkenden Faktoren. Im allgemeinen wird man jedoch bei einem solchen summarischen Ausdruck nicht stehen bleiben, sondern man wird zur Ermittelung einer Reihe von Spezialausdrücken schreiten; indem man berücksichtigt, dass einige Faktoren wie Alter und Geschlecht u. s. f. einen besonders grossen Einfluss auf die Höhe der Sterblichkeit ausüben. Die erhaltenen Spezialausdrücke weisen den grossen Vorteil auf, dass sie das Ergebnis der Wirkung einer verminderten Zahl von Faktoren sind. Es handelt sich demnach bei dem Sterblichkeitsproblem — wie mutatis mutandis bei allen Problemen der Statistik — darum, die Höhe der Sterblichkeit zu bestimmen und ferner auf Grund der Ergebnisse die Wirkung der einzelnen Faktoren der Sterblichkeit zu ermitteln. Mit der Lösung beider Fragen hat sich die statistische Wissenschaft zu befassen, um in das Problem der Sterblichkeit einzudringen. In welchem Grade sie sich dieser Aufgabe gewachsen zeigt, davon wird es in erster Linie abhängen, ob die gewonnenen Ergebnisse als der richtige Ausdruck der jeweilig waltenden Sterblichkeit anzusehen sind oder nicht. Was nun das Verhältnis in dem beide Teile des Sterblichkeitsproblems zueinander stehen, betrifft, so ist die Bestimmung der Höhe der Sterblichkeit zweifelsohne als das primäre Moment zu betrachten; indem die richtige Eruierung derselben wesentlich entscheidend dafür ist, ob die daraus gefolgerten Schlüsse als wissenschaftlich feststehende Tatsachen anzusehen sind oder nicht. Aber noch in anderer Hinsicht besteht ein grosser Unterschied zwischen der Bestimmung der Höhe der Sterblichkeit als dem primären und der Ursache der Sterblichkeit als dem sekundären Moment. Dieser besteht darin, dass die Bestimmung des ersteren Momentes (wenn man von der Methode abstrahiert) eine ausschliesslich objektive Tatsache ist, während die einzelnen Faktoren, aus denen sich die Sterblichkeit zusammensetzt, oft eine subjektive Deutung zulassen, indem es selten gelingt, das vorhandene Material derart zu zerlegen, dass nur die Wirkung des einen Faktors hervortritt [1]). Gewöhnlich zeigt uns das Resultat statistischer Forschung die Wirkung einer mehr oder minder grossen Zahl von Faktoren. Hier kommt es dann meistens auf das subjektive Empfinden des einzelnen an, welchem dieser Faktoren er die grössere Bedeutung zuschreiben will. — Nachdem ich so in grossen Zügen dargelegt habe, um was es sich bei der Ermittelung der Sterb-

1) Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 3. F. II. Bd. S. 671—673.

lichkeit handelt, wird es angezeigt sein, unter den aufgestellten Gesichtspunkten einen Ueberblick zu geben über die Geschichte der Sterblichkeit früherer Zeiten. Eine solche Betrachtung ist in mehrfacher Hinsicht lehrreich. Erstens gewährt sie uns Aufschluss über die statistischen Forschungsmethoden früherer Zeiten und sodann gewinnen wir mit ihrer Hilfe Anhaltspunkte über die Sterblichkeit früherer Zeiten. Allen diesen Untersuchungen eignet nun fast ausnahmslos ein höchst dilettantischer Zug in Behandlung statistischer Probleme. Häufig finden wir, dass die Voraussetzung jeder statistischen Forschung, ein möglichst vollständiges Material als Grundlage für die Untersuchungen nicht zutrifft. Unter diesen Umständen kann denn auch nicht von einer korrekten Messung der Sterblichkeit und von einer allseitig befriedigenden Erforschung der Sterblichkeitsursachen mehr die Rede sein und so können wir denn die Erfahrung machen, dass die in früheren Zeiten aus dem Material gefolgerten Ergebnisse nur zu häufig unter der »kritischen Lupe« betrachtet in ein Nichts zerrinnen, ja zuweilen das Gegenteil von dem widerspiegeln, das man mit ihrer Hilfe beweisen wollte.

In früherer Zeit herrschte allgemein die Ansicht, dass die Menschen vordem ein höheres Lebensalter erreicht hätten. Diese Anschauung dürfte jedoch lediglich auf Mutmassungen beruhen, die durch keine statistischen Erfahrungen erhärtet sind [1]). Sie scheint dem Hang des Menschen, die Vergangenheit in ein möglichst günstiges Licht zu stellen, die Gegenwart dagegen so pessimistisch wie möglich zu beurteilen [2]), entsprungen zu sein. Ja es scheint sogar, als ob ein etwas allzu ängstliches Festhalten an dem Althergebrachten, eine übertriebene Pietät gegen die Bibel [3]) derartige Anschauungen genährt und das klare Urteil getrübt hat. Die Grundlosigkeit solcher Denkweise wurde denn auch bald erkannt und die Unrichtigkeit dieser Ansicht dargelegt. Aber noch bis in die neueste Zeit wurden die verschiedensten Ansichten namhafter Männer der Wissenschaft über die Frage der Lebensdauer unserer Vorfahren laut. Am Ende des 18. Jahrhunderts stellte Süssmilch in seiner göttlichen Ordnung [4]) entsprechend seinem orthodox-theologischen Standpunkt die kühne Behauptung auf »dass von einer gewissen Zahl Menschen ein Jahr soviele sterben als das andere, dass von Kindern, Jünglingen, Männern und Greisen zu einer Zeit ebenso-

1) Die vereinzelten Beispiele einer hohen Lebensdauer in gewissen Perioden des klassischen Altertums, die uns überliefert sind, beweisen nichts. S. Handbuch der politischen Oekonomie v. Schönberg, 4. Aufl. Tübingen. S. 850 Anm. 7. Vgl. auch G. Mayr, Die Gesetzmässigkeit im Gesellschaftsleben. S. 161.

2) Ballod in Staats- und sozialwissensch. Forschungen B. XVI. Heft 5, S. 4.

3) Kolb, Handbuch der vergl. Statistik 7. Aufl. Leipzig 1875. S. 834.

4) Joh. Peter Süssmilch, Die göttliche Ordnung in den Veränderungen des menschlichen Geschlechts. Berlin 1788. 4. Aufl. 1. Teil. S. 50 und 51.

viele sterben wie zu einer anderen« u. s. f. und deduziert hieraus »dass die Dauer des Lebens schon vor 3000 Jahren und zwar im Orient ebenso war wie sie jetzt noch ist. Die vorkommenden Abweichungen von dieser normalen sich stets gleichbleibenden Sterblichkeit, die die Folge von Kriegen, Epidemien u. s. f. [1]) waren, kannte Süssmilch sehr wohl, doch erblickte er in diesen Erscheinungen nur ein Eingreifen Gottes als »eines unendlichen und genauen Arithmetikus« in die Weltordnung, um diese aufrecht zu erhalten. Daneben bemühte man sich, den Nachweis zu erbringen, dass der moderne Mensch eine grössere Lebensdauer besässe als der Mensch der »guten alten Zeit«. Odier, Marc d'Espine, Mallet, Villermé, Dupin, Legoyt u. a. [2]) verwiesen auf die Tatsache, dass noch im 16. und 17. Jahrhundert in Europa einer von 20 bis 25 Einwohnern, Mitte des 19. Jahrhunderts hingegen nur einer von 40 bis 45 Einwohnern starb; während die mittlere Lebensdauer (im Sinne vom Durchschnittsalter des Gestorbenen) von 20 auf 35 und mehr Jahre stieg [3]). Hieraus schloss man, dass die fortschreitende Kultur und Zivilisation mit ihren segensreichen Folgeerscheinungen einen eminent günstigen Einfluss auf die Lebensdauer des Menschen ausüben [4]). In der gesteigerten Lebenshaltung weiter Schichten der Bevölkerung, in der Verbesserung der Wohnräume und der sanitären Einrichtungen, besonders in den hervorragenden Fortschritten der medizinischen Wissenschaft glaubte man die Faktoren zu erblicken, die diese günstige Wendung herbeigeführt hätten. Gar zu gern übersah man, dass andere Faktoren wie das Fabrikwesen, das Leben in den Städten besonders in den Grossstädten und dergl. die Tendenz haben, die Sterblichkeitsquote zu erhöhen. Solcher Ansicht huldigt auch Quetelet, der sich dahin äussert, dass in den Ländern, in denen die Zivilisation am meisten fortgeschritten ist, auch die Sterblichkeit die grösste Abnahme erfahren hätte. Die Haltlosigkeit solcher Behauptungen ist auf Grund erneueter Prüfung des Materials in der Folgezeit glänzend erwiesen. Es hat sich gezeigt, dass die grossen Differenzen zum Teil ihren Grund in dem mangelhaften Material haben, zum Teil aber sich aus der keineswegs einwandfreien Methode, die man zur Berechnung der mittleren Lebensdauer eingeschlagen hatte, erklären. Ein weiterer Fehler war der, dass man aus den gewonnenen Daten etwas zu lesen glaubte, das tatsächlich nicht darinlag. So be-

---

1) Gedanken von den epidemischen Krankheiten und dem grösseren Sterben des 1757. Jahres u. s. f. von Joh. P. Süssmilch. Berlin 1758.

2) Wappäus I. 1859. S. 226 und die Anmerkungen, wo die Literatur angegeben.

3) Oesterlen, Handbuch der mediz. Statistik. Tübingen 1874. 2. Ausg. S. 126 und Anmerkung.

4) Vergl. hierzu Fr. Ratzel, Anthropo-Geographie. 2. Bd. 1891. S. 313.

5) Sur l'homme et le développement de ses facultés. Bruxelles. 1836. Tome 1. S. 251.

nutzte man häufig die konkreten statistischen Ergebnisse von Städten oder von kleinen Bezirken, um diese meist ohne jegliche Einschränkung als für das ganze Gebiet gültige hinzustellen [1]). Diese Generalisierung einiger nur für ganz bestimmte Verhältnisse zutreffender Forschungsergebnisse ist zwar leicht erklärlich, indem man bei der schlechten Organisierung der älteren Statistik meistens auf ein sehr beschränktes Beobachtungsmaterial angewiesen war; trotzdem aber deshalb nicht entschuldbar. Es ist ein Hauptfehler älterer statistischen Forschung, ein Fehler, von dem auch Quetelet nicht freizusprechen ist und der das Ansehen der statistischen Forschung zeitweise aufs schwerste erschüttert hat. Die »Lieblingsthese der Doktrinäre« [2]) war bald zerstört, es wurde dargelegt, dass sie nichts als eine zwar schöne aber schlecht gestützte Idee war. Neben Young, Neison, d'Ivernois [3]) u. a., die schon früh die Richtigkeit der angestellten Berechnungen bezweifelt hatten, war es besonders Wappäus [4]), der mit Nachdruck darauf hinwies, dass das statistische Material nirgends Anhaltspunkte über eine grosse Steigerung der menschlichen Lebensdauer gäbe. In Preussen sei die »mittlere Lebensdauer« von 1816 bis 1854 fast ganz stationär geblieben, in Schweden und Frankreich dagegen nur wenig gestiegen. Wappäus misst dieser Erscheinung jedoch keineswegs eine grosse Bedeutung bei, da sie grösstenteils von der überall konstatierten Abnahme der Geburtenzahl herrühre. Indessen sind auch die Berechnungen von Wappäus mit grosser Vorsicht aufzunehmen, da seinen Berechnungen eine keineswegs einwandfreie Methode zu Grunde liegt, die in der Verwechselung der mittleren Lebensdauer mit einer statistisch ganz unbrauchbaren Zahl, dem arithmetischen Mittel der reziproken Werte von Sterbe- und Geburtenziffer beruht [5]). Ebensowenig Klarheit wie die Berechnungen von Wappäus vermochten die Untersuchungen J. G. Hoffmanns, Dietericis und Ernst Engels [6]) in die Frage nach der Sterblichkeit früherer Zeiten zu bringen; da bei sämtlichen Untersuchungen die Methode der Berechnung der mittleren Lebensdauer als nicht korrekt bezeichnet werden muss. Zu bedauern ist besonders, dass Ernst Engels Untersuchungen über die Sterblichkeit früherer Zeiten [7]), die auf einem sehr umfangreichen Material fussen, wertlos sind, da sie auf einer Verwechselung der mittleren Lebensdauer mi dem Durchschnittsalter der Gestorbenen beruhen. Die in den angewandten Methoden liegenden Fehler

1) Oesterlen, op. cit. S. 126 u. f.

2) Bibliothèque universelle de Genève, Sept. Okt. 1833.

3) Oesterlen, op. cit. S. 127.

4) Wappäus, Allgemeine Bevölkerungsstatistik I, S. 226 und II, S. 11 u. f.

5) G. v. Mayr, Statistik und Gesellschaftslehre II. Freiburg 1897. S. 235 u. 236.

6) H. Westergaard, Mortalität und Morbilität. Jena 1901. S. 95 u. 96.

7) Zeitschrift für preussische Statistik, Jahrgang 1861 No. 12 und Jahrgang 1862, S. 50 u. f.

bewirkten denn auch, dass die Nachzeit über alle diese Resultate hinwegschritt. Auch die spätere Wissenschaft hat nicht vermocht, mathematisch einwandfreie Resultate über die frühere Sterblichkeit zu gewinnen. Das Material erwies sich als zu lückenhaft, um solchen Berechnungen als Grundlage dienen zu können. Nur soviel darf heute als feststehend angenommen werden, dass die Sterblichkeit des 19. Jahrhunderts in den Kulturstaaten bedeutend niedriger gewesen ist als in den meisten früheren Zeiten[1]). Dieses folgt aus der Tatsache, dass im 19. Jahrhundert infolge des Ueberschusses der Geburten über die Sterbefälle in Europa die Bevölkerung an Zahl so ungemein zugenommen hat, dass sie sich in dem einen Jahrhundert um mehr als das Doppelte vermehrt hat[2]). Hätte eine solche Bevölkerungszunahme ununterbrochen stattgefunden, so würde in Europa die Bevölkerungsfrage sicherlich noch eine weit grössere Bedeutung beanspruchen müssen, als man ihr jetzt schon mit Recht zubilligen darf. Die rapide Bevölkerungszunahme[3]) ist nun kaum die Folge einer Steigerung der Geburtenhäufigkeit; eher deuten viele Belege auf das Gegenteil. Für die neueste Zeit (seit Mitte der 70er Jahre) darf jedenfalls als feststehend gelten, dass im allgemeinen die Natalität in Europa nicht zu-, sondern abgenommen hat[4]). Diese Erscheinung findet ihre Erklärung in dem immer heftiger auftretenden Kampf ums Dasein. Demnach ist es unbestreitbar, dass die Sterblichkeit im allgemeinen im Vergleich zu früher gesunken sein muss[5]). Dieses ist eigentlich alles das sich mit absoluter Sicherheit über die Sterblichkeit früherer Zeit aussagen lässt. Wenn es heute möglich ist, das Sterblichkeitsproblem so zu ergründen, wie es der Wichtigkeit der Materie entsprechend durchaus nötig ist, so hängt dieses aufs innigste mit den gewaltigen Fortschritten zusammen, die die Statistik in neuerer Zeit in den Kulturstaaten gemacht hat.

---

1) H. Westergaard, Die Mortalität und Morbilität. Jena 1901. S. 253 u. f.

2) H. Westergaard, Mortalität und Morbilität S. 253.

3) Ueber die Frage, welche Bedingungen erfüllt sein müssen, damit eine Bevölkerung dauernd stillsteht, zu- oder abnimmt, siehe C. Ballod, Die Lebensfähigkeit der städtischen und der ländlichen Bevölkerung. Leipzig 1897. S. 10 u. f., vgl. auch die Recension der Schrift durch L. v. Bortkiewicz in Jahrbuch für Verwaltung, Gesetzgebung und Volkswirtschaft von G. Schmoller. N. F. XXII Jahrg. 1898, 2. Heft, S. 418 und 419.

4) G. v. Mayr, Statistik und Gesellschaftslehre II, S. 179 u. f.

5) Vgl. Dr. J. Wernike, Das Verhältnis zwischen Geborenen und Gestorbenen in historischer Entwickelung in »Sammlung nationalökonomischer und statist. Abhandlungen« von Dr. J. Conrad. Jena 1889. S. 91.

I. Kapitel.

1. Die Methoden der Sterblichkeitsmessung.

Vorbedingung jeglicher korrekten statistischen Forschung ist die grösstmögliche Vollständigkeit des Urmaterials. Von seiner Beschaffenheit hängt es in erster Reihe ab, welcher Wert den gefundenen Resultaten beizumessen ist. Die ganze Zerfahrenheit der älteren Statistik, die sich, wie wir sahen, in dem Wirrwarr der Ansichten über eine der Grundfragen der statistischen Wissenschaft dokumentiert, hatte wesentlich ihren Grund in dem mangelhaften statistischen Quellmaterial. Die neuere Zeit hat auch hier befruchtend gewirkt. Bedingt durch die steigenden Aufgaben des Staates die eine Häufung statistischer Aufgaben zur Folge hatten und gefördert durch umfassende Arbeiten von Männern der Wissenschaft, die die Statistik allmählich in das Gebiet der Staatswissenschaften verwiesen, erfährt die amtliche Bevölkerungsstatistik eine weitgehende Förderung. An Stelle der früher nebenamtlich von einzelnen Verwaltungsorganen angestellten Erhebungen treten in wachsendem Masse selbständige statistische Organe[1]). Statistische Bureaux und Kommissionen werden ins Leben gerufen, der richtigen Führung der Geburts-, Sterbe- und Heiratsregister wird grössere Aufmerksamkeit zugewendet und in den seit Mitte des vorigen Jahrhunderts allmählich allgemein regelmässig durch die Kulturstaaten veranstalteten Volkszählungen und die eingehenden Veröffentlichungen und Bearbeitungen ihrer Ergebnisse wurde das Fundament für alle bevölkerungsstatistischen Forschungen geschaffen. Die notorische Unvollständigkeit und Ungenauigkeit statistischen Materials früherer Zeit verschwindet immer mehr und an ihre Stelle tritt ein geordnetes Verfahren in der Erhebung statistischer Daten. Zwar sind wir vom Ideal statistischer Erhebungen, der absoluten Zuverlässigkeit des Urmaterials noch weit entfernt (man vergleiche beispielsweise die Ergebnisse der Volkszählungen mit denen der Geburten- und Sterberegister für die jüngeren Altersklassen, wo der Einfluss der Wanderungen noch unbedeutend); aber soviel steht fest, dass das Material, das uns die Volkszählungen liefern, durchaus verarbeitungswürdig ist. Die Fehler, die durch lückenhafte und ungenaue Angaben[2]), die selbst bei der aufs beste organisierten Statistik nicht ganz vermieden werden können, entstehen, verringern sich, da neben besserer Kontrolle in der Erhebung auch das Pflichtbewusstsein weiter Schichten der Bevölkerung geschärft

---

1) Conrad, Grundriss zum Studium der politischen Oekonomie. 4. Teil. Statistik. Jena 1900. S. 19.

2) a. a. O. C. Ballod, Die Lebensfähigkeit der städtischen und ländlichen Bevölkerung. Leipzig 1897. S. 16.

ist. Wir können deshalb ohne Uebertreibung behaupten, dass das bevölkerungsstatistische Material etwa seit der Mitte des 19. Jahrhunderts, wo die Volkszählungen in Europa immer mehr Eingang fanden, im allgemeinen derart beschaffen ist, dass es sich rechtfertigen lässt, es für weitere statistische Bearbeitung zu verwenden.

Nach diesen einleitenden Bemerkungen über das Quellmaterial statistischer Forschungen wollen wir die Methoden der Sterblichkeitsmessung zum Gegenstand unserer weiteren Erörterung machen. Es muss nun im voraus bemerkt werden, dass es kaum ein Gebiet der Statistik gibt, wo die Erforschung des Problems eine derartige Verschiedenheit und Mannigfaltigkeit der Methoden gezeitigt hat wie gerade auf dem uns hier interessierenden Gebiete. Die Wichtigkeit der Materie und die grosse Schwierigkeit, sie richtig zu erfassen, haben diese Vielheit bewirkt und wesentlich dazu beigetragen, die verschiedensten Ansichten über das »Wie« der Erforschung der Sterblichkeit zu bilden. Wissenschaftliche Erforschung des Problems und skrupelloser statistischer Dilettantismus sind, wenn irgendwo so hier, oft so nahe beieinander, dass es bisweilen schwer fällt, das Richtige vom Falschen zu unterscheiden. Es ist ein Hauptverdienst der exakten analytischen Behandlung des Problems hier Wandel geschaffen und die Beziehungen, in denen die verschiedenen Grössen untereinander stehen, deren sich der Statistiker bedient, um die Höhe der Sterblichkeit zu ermitteln, ins rechte Licht gestellt zu haben.

Das gebräuchlichste Verfahren, die Sterblichkeit einer Bevölkerung zu messen, besteht darin, die allgemeine Sterbeziffer (Sterbekoeffizient oder Todesrate) zu berechnen. Dieses geschieht in der Weise, dass man die Zahl der Sterbefälle, die sich innerhalb eines bestimmten Zeitraumes ereignet haben, in Beziehung zu der mittleren Volkszahl desselben Zeitraumes oder, wie einige Statistiker es vorschlagen, zu der innerhalb des Zeitraumes von der Bevölkerung verlebten Zeit setzt. Der letztere Vorschlag[1]) verdient insofern besondere Beachtung, als er die theoretische Forderung enthält, jeden einzelnen der Bevölkerung nur mit einem so grossen Zeitquantum in Ansatz zu bringen, als es tatsächlich der Gefahr des Sterbens ausgesetzt war. In praxi wird man dagegen nie in der Lage sein, die von der Bevölkerung innerhalb des Zeitraumes verlebte Zeit genau zu eruieren und man wird sich mit Näherungswerten begnügen müssen, deren erster ist, dass man das Mittel aus der Volkszahl zu Anfang und zu Ende des betrachteten Zeitrahmens wählt. Hierdurch erhält man einen Wert der identisch ist mit dem auf die sonst übliche Art gefundenen.

1) Artikel Sterblichkeit und Sterblichkeitstafeln im Handwörterbuch der Staatswissenschaften. 6. Bd. S. 1090 u. f. und »Die mittlere Lebensdauer« in »Staatsw. Studien von Elster. 4. Bd. 6. Heft, S. 6 und 17 von L. v. Bortkiewicz.

Die unleugbaren Vorzüge der allgemeinen Sterbeziffer beruhen nun zum grösseren Teil in der Leichtigkeit ihrer Berechnung und in dem Umstande, dass sich der allgemeine Sterblichkeitskoeffizient ohne weiteres auf eine offene Bevölkerung d. i. eine solche, in der Ein- und Auswanderungen stattfinden anwenden lässt, was in gleicher Weise von der später zu erwähnenden Sterbenswahrscheinlichkeit nicht gilt [1]). Ihrer mathematischen Struktur [2]) nach stellt die allgemeine Sterbeziffer eine Grösse dar, die als Mittelwert einer Reihe von Werten, die die Sterbekraft innerhalb eines bestimmten Zeitraumes annimmt, angesehen werden muss. Numerisch ist die allgemeine Sterbeziffer (wenn man die verlebte Zeit als Divisor benutzt) von der gewählten Zeitstrecke abhängig, zu der sie in direkter Proportion steht. Diese Tatsachen sprechen ebenfalls dafür, die Sterbeziffer als ein durchaus brauchbares Sterblichkeitsmass erscheinen zu lassen. Die Bedenken, die gegen die allmeine Sterbeziffer erhoben werden, beruhen nun auf der unumstösslichen Wahrheit, dass die allgemeine Sterbeziffer durch zwei Momente: nämlich die jährliche Zahl der Geborenen und die Ein- und Auswanderungen in erheblichem Masse beeinflusst wird. Diese in der Natur des allgemeinen Sterblichkeitskoeffizienten liegenden Fehler können bewirken, dass zwei Bevölkerungen, die dieselbe Lebensgefährdung haben, dennoch ganz verschiedene Mortalitätskoeffizienten haben können, indem eine wachsende jährliche Zahl von Geborenen und ein starker Ueberschuss der Ein- über die Auswanderungen die Tendenz haben, die allgemeine Sterbeziffer günstig zu beeinflussen, während ein starker Ueberschuss der Auswanderungen über die Einwanderungen sie ungünstig zu beeinflussen pflegt — da unter normalen Verhältnissen Wanderungen hauptsächlich von Leuten unternommen werden, die Altersklassen angehören, in denen die Sterblichkeitsquote gering ist und andererseits eine wachsende jährliche Zahl von Geburten eine Verschiebung in der Altersbesetzung in der Art bewirkt, dass eine verhältnismässig schwächere Besetzung der höheren Altersklassen eintritt (siehe S. 21). Auf Grund vorstehender Erwägungen können wir nunmehr unser Urteil über den wissenschaftlichen Wert, den der allgemeine Sterblichkeitskoeffizient besitzt, dahin präzisieren: der allgemeine Sterblichkeitskoeffizient kann wegen der oben bezeichneten Mängel nur ein ungefähres Bild der Sterblichkeit geben. Seine Abhängigkeit von der Geburtsfolge und den Wanderungen lässt ihn nur da als geeignetes und auf für zeitliche Vergleichungen brauchbares Sterblichkeitsmass erscheinen, wo diese Faktoren keinen allzu erheblichen Einfluss ausüben. Dieses trifft im allgemeinen nur zu, wenn es sich darum handelt, die Sterblich-

1) Die mittlere Lebensdauer von L. v. Bortkiewicz S. 7, 8 und 15.

2) op. cit. S. 5 u. f. Ferner H. Westergaard, Die Mortalität und Morbilität. Jena 1882. S. 8 und 9.

keit in einer Bevölkerung innerhalb einer gewissen Periode zu untersuchen. Hier kann der allgemeine Sterblichkeitskoeffizient als Mass der Sterblichkeit benutzt werden, vorausgesetzt, dass der Altersaufbau der Bevölkerung in den einzelnen Zeiträumen nicht erheblich differiert. Ein gutes Sterblichkeitsmass ist jedoch auch für diesen Fall der allgemeine Sterblichkeitskoeffizient nicht, da die Ergebnisse einen Vergleich mit den analogen Ergebnissen anderer Bevölkerungen nicht gestatten, weil der Altersaufbau der einzelnen Bevölkerungen meist grosse Unterschiede aufzuweisen pflegt. Wenn es sich also um Vergleiche der Sterblichkeit mehrerer Staaten handelt, wird die allgemeine Sterblichkeitsziffer aus den angeführten Gründen als Vergleichungsmassstab für die Sterblichkeit in jeder der betrachteten Bevölkerungen wenig geeignet sein [1]).

Dem Umstand, dass die Sterblichkeit in den verschiedenen Altersklassen und je nach dem Geschlecht eine verschiedene ist (siehe Abschnitt 2) tragen die besonderen nach Alter und Geschlecht differenzierten Sterblichkeitskoeffizienten Rechnung. Man gewinnt diese Koeffizienten dadurch, dass man für jedes Geschlecht die besonderen Sterbeziffern der einzelnen Altersklassen ermittelt. Dieses geschieht dadurch, dass man für jedes Geschlecht die Gestorbenen jeder Altersklasse ermittelt und sie in Beziehung setzt zu dem mittleren Bestand an Lebenden der betreffenden Altersklasse. Das Verfahren ist analog dem, das wir bei Besprechung der allgemeinen Sterbeziffer kennengelernt haben. Was nun die Bedeutung der besonderen Sterblichkeitskoeffizienten betrifft, so muss vor allem betont werden, dass auch die besonderen Sterblichkeitskoeffizienten nicht frei sind von Fehlern, die durch die ungleichartige Geburtenfolge und die Wanderungen verursacht sind. Nur macht sich naturgemäss bei diesen Spezialkoeffizienten diese Ungenauigkeit nicht in solchem Masse geltend wie bei dem allgemeinen Sterblichkeitskoeffizienten, indem — da hier gleichsam eine Verteilung der Fehler stattfindet — je nach dem Einfluss der erwähnten Faktoren die einzelnen Spezialkoeffizienten mit einem mehr oder minder grossen Fehler behaftet sind. Bei der Betrachtung der besonderen Koeffizienten ist man häufig nur zu geneigt, diese in der Berechnung der besonderen Koeffizienten liegenden Ungenauigkeiten zu übersehen und in diesen Koeffizienten gleichsam ein ideales Sterblichkeitsmass zu erblicken. Eine solche Betrachtungsweise ist jedoch eine durchaus irrige.

Ein anderes Mittel, die Sterblichkeit zahlenmässig zu erfassen, liefert uns die allgemeine Sterbenswahrscheinlichkeit. Unter dieser versteht man den Quotienten, der gebildet wird aus der Gesamtzahl der

---

1) Vergl. auch C. Ballod, Die mittlere Lebensdauer in Stadt und Land in Bd. XVI Heft 5 der staats- und sozialwissensch. Forschungen S. 7.

innerhalb eines bestimmten Zeitraumes Verstorbenen und der Gesamtzahl der innerhalb dieses Zeitrahmens dem Sterben Ausgesetzten. Da es nun in der Praxis nicht möglich ist, eine grosse Anzahl von Personen innerhalb des betreffenden Zeitraumes in Bezug auf das Sterben zu verfolgen, weil fortgesetzt Zu- und Abgänge (bei Lebzeiten) dazwischenkommen und die Aufgabe erschweren, so wird die Sterbenswahrscheinlichkeit gewissermassen eine fingierte Grösse [1]), die sich nur auf Grund gewisser Hypothesen über den Verlauf der Sterblichkeit innerhalb des betrachteten Zeitrahmens und über die Verteilung der Zu- und Abgänge (bei Lebzeiten) ermitteln lässt. Der übliche Näherungswert für die allgemeine Sterbenswahrscheinlichkeit ist — wenn von den Wanderungsstörungen abstrahiert wird — $\frac{M}{P + {}^1/_2 M}$; wenn M die Zahl der Verstorbenen in dem betreffenden Zeitraum und P die mittlere Bevölkerungszahl desselben Zeitrahmens bedeutet. Man sieht also, dass die Sterbenswahrscheinlichkeit numerisch stets kleiner sein muss als der Sterbekoeffizient. Dieselben Erwägungen, die zur Ableitung der besonderen aus der allgemeinen Sterbeziffer führten, waren es, die die Statistiker veranlassten, nicht bei der allgemeinen Sterbenswahrscheinlichkeit stehenzubleiben, sondern zu Spezialsterbenswahrscheinlichkeiten mit möglichster Differenzierung nach Alter und Geschlecht überzugehen. Um dieses praktisch durchzuführen, hat man für jede nach dem Geschlecht unterschiedene Altersstufe die Zahlen von Gestorbenen und dem Sterben Ausgesetzten innerhalb des betrachteten Intervalls nötig. Die Division der ersten Grösse durch die zweite ergibt dann ohne weiteres die besonderen Sterbenswahrscheinlichkeiten.

Was charakterisiert nun die so gewonnene Sterbenswahrscheinlichkeit? Bezeichnend für sie ist, dass sie von der Reihenfolge, in der die Sterbefälle eintreten, unabhängig ist. Sie sagt nur aus, dass von einer gewissen Zahl gleichalteriger Personen innerhalb des betrachteten Zeitrahmens eine bestimmte Anzahl stirbt. Wie die Sterbefälle sich über den Zeitraum verteilen, wie sie sich innerhalb desselben lagern, darüber sagt die Sterbenswahrscheinlichkeit nichts aus. Auf dieser Eigenschaft der Sterbenswahrscheinlichkeit beruht ihre grosse Bedeutung für das Versicherungswesen [2]). Hier handelt es sich darum, zu wissen, wieviele Sterbefälle sich überhaupt im Laufe der betrachteten Zeit ereignen, gleichgültig ist dagegen, wie sich die Sterbefälle innerhalb des betrachteten Zeitraumes verteilen. Das grosse Interesse, das die Versicherungstechnik gerade an der Beantwortung der ersteren Frage hat,

1) v. Bortkiewicz, Die mittlere Lebensdauer S. 15 und 19.

2) L. v. Bortkiewicz, Die mittlere Lebensdauer in Staatswissensch. Studien von Elster. Jena 1893. 4. Bd. 6. Heft. S. 16 u. f.

hat seinen Grund darin, dass die Ein- und Auszahlung von Prämien und Renten notwendigerweise im allgemeinen am Anfang oder am Schluss von bestimmten Perioden geschieht. Berechnungen unter der Annahme einer steten Ein- und Auszahlung von Prämien und Renten dürfen nur theoretisches Interesse beanspruchen; wichtig sind jedoch auch Berechnungen von terminlichen Prämien- und Rentenzahlungen, die in der Praxis in neuerer Zeit nicht selten gewünscht werden. Bei letzteren Berechnungen genügt es allerdings im allgemeinen nicht, zu wissen, dass sich im Laufe eines Jahres eine gewisse Anzahl von Sterbefällen ereignet, sondern man will auch wissen, wie sich die Sterbefälle in den einzelnen Zeitabschnitten des Jahres lagern; um zu einer rationellen Berechnung der Prämie und der Rente gelangen zu können. Von dieser kleinen Einschränkung abgesehen, lässt sich in allen übrigen Fällen die Sterbenswahrscheinlichkeit direkt für alle Berechnungen der Versicherungstechnik bequem verwenden, worin ihr unleugbarer Vorzug vor anderen Sterblichkeitsmassen liegt. Die Sterbenswahrscheinlichkeiten gewähren auch den grossen Vorteil, direkt zur Berechnung von Sterbetafeln dienen zu können; während Sterblichkeitskoeffizienten nicht von vornherein dazu geeignet sind, sondern erst der Umrechnung in Sterbenswahrscheinlichkeiten bedürfen. Andererseits ist es gerade diese Eigenschaft der Sterbenswahrscheinlichkeit, dass sie nämlich unabhängig ist von der Reihenfolge, in der die Sterbefälle eintreten, die sie für bevölkerungsstatistische Vergleiche weit weniger geeignet macht als den Sterblichkeitskoeffizienten. Für solche Untersuchungen genügt es im allgemeinen nicht, nur zu erfahren, wieviele von einer gewissen Zahl gleichalteriger Personen innerhalb einer gewissen Frist sterben, sondern man wünscht eine Grösse zu haben, die darauf Rücksicht nimmt, in welcher Art sich die Sterbefälle über den Zeitraum verteilen[1]). Eine solche Grösse ist der Sterbekoeffizient. Er ändert sich, seine genaue Berechnung *vorausgesetzt*, je nachdem die Sterbefälle früher oder später innerhalb der gedachten Frist eintreten, was sich bekanntlich in der Sterbenswahrscheinlichkeit nicht ausspricht. Diese Tatsache ist besonders wichtig für die Altersklassen, in denen die Sterblichkeit grossen Schwankungen unterliegt, wie es der Fall ist im ersten und zweiten Lebensjahr oder bei Zusammenfassung mehrerer Altersklassen[2]). Hier ist der Sterbekoeffizient der Sterbenswahrscheinlichkeit entschieden vorzuziehen. Erstreckt sich die Frist dagegen auf einen kurzen Zeitraum (etwa 1 Jahr) und handelt es sich um Altersklassen, in denen die Sterblichkeit ziemlich stationär ist, so hat die Sterbenswahrscheinlichkeit als Mass der Sterblichkeit ihre volle Berechtigung. Auf den grossen Vorzug, den der Sterbekoeffizient dadurch besitzt, dass er sich

1) Bulletin de statistique. Paris 1890. 14. Jahrg. Tome 27. S. 83 u. f.

2) Zeitschrift des königl. preuss. stat. Bureaus. 9. Jahrg. 1869. S. 135 u. f.

im Gegensatz zur Sterbenswahrscheinlichkeit ungezwungen auf eine offene Bevölkerung anwenden lässt, ist schon oben hingewiesen.

Obige Erörterungen über den allgemeinen und die besonderen Sterbeziffern bezogen sich auf offene Bevölkerungen. Da bei diesen aber fortgesetzt Verschiebungen in den Altersklassen infolge ungleichartiger Geburtenfolge und infolge von Wanderungen eintreten, so sahen wir, dass die so erhaltenen Quotienten mit Fehlern behaftet sind, die naturgemäss grösser bei dem allgemeinen Sterblichkeitskoeffizienten als bei den Spezialkoeffizienten sind. Die erwähnten Ungenauigkeiten beseitigen nur die Sterbetafeln. Diese haben zunächst den Zweck, das Absterben einer Generation zu veranschaulichen. Man geht gewöhnlich von einer runden Zahl gleichzeitig Geborener aus und stellt dann dar, wieviele von diesen im 1. Lebensjahr sterben, woraus man durch einfache Subtraktion die Zahl der Ueberlebenden des ersten Lebensjahres erhält. In analoger Weise verfährt man für die folgenden Lebensalter. Auf diese Weise gewinnt man eine Tafel, die die Ueberlebenden des ersten, zweiten u. s. f. Lebensjahres enthält. Es ist nun sofort einleuchtend, dass eine so konstruierte Sterbetafel die Fehler, die wir vorhin bei Ermittelung des allgemeinen und der besonderen Sterblichkeitskoeffizienten aus der Bevölkerungsstatistik erkannten, nicht mehr enthält; da sie ja konstruiert ist unter der Annahme einer stationären Bevölkerung d. i. einer solchen, die vorhanden sein müsste, wenn alljährlich dieselbe Zahl von Kindern lebend geboren würde und eine ebenso grosse Zahl von Personen stets in der Ordnung der Sterbetafel stürbe, dabei Geburten und Sterbefälle sich gleichmässig über das Jahr verteilten[1]). Mithin liefern uns derartige Sterbetafeln die Basis für eine korrekte Ermittelung der Sterblichkeit. Es erhebt sich hier die Frage; ob die Absterbeordnungen nicht selbst als Mass der Sterblichkeit dienen können. Diese Frage ist entschieden zu negieren, gleichviel ob man die von einer Anzahl Geborenen in jedem Lebensalter Sterbenden oder wie es üblich ist, die von dieser Norm in den einzelnen Jahren Ueberlebenden betrachtet. Denn, setzen wir den Fall, dass von zwei Sterbetafeln die eine eine hohe die andere eine geringe Kindersterblichkeit besitzt, so kann dieser Unterschied bewirken, dass die zweite Tafel bis in die höheren Lebensalter hinein einen Ueberschuss an Ueberlebenden gegenüber der ersten Tafel aufweist, trotzdem die Promillesterblichkeit der einzelnen Altersklassen der zweiten Tafel längst eine ungünstigere geworden ist als die der ersten[2]). Der ursprüngliche Extraverlust kann eben nicht so leicht ersetzt werden. Um aus der Absterbeordnung nicht nur die Sterblichkeit der ersten Altersklasse

1) Monatshefte zur Statistik des Deutschen Reiches 1887. Novemberheft S. 4.

2) C. Ballod in Staatswissensch. und sozialwissensch. Forschungen von G. Schmoller. Bd. XVI. Heft 5. S. 10.

zu ersehen, sondern um auch einen tieferen Einblick in das Walten der Sterblichkeit in den übrigen Altersklassen zu bekommen, hat man in der Weise zu verfahren, dass man je den Restbestand jeder Altersklasse als neue Grundmasse (in runder Zahl) ansetzt und für diese nach Massgabe der ursprünglich gefundenen Absterbeordnung, die Minderung, die die einzelnen Altersstufen erleiden, neu berechnet[1]). Auf diese Weise erhält man eine Reihe von Absterbeordnungen, deren Zahl um so grösser ist, je mehr Altersklassen der ursprünglichen Absterbeordnung zu Grunde liegen.

So wichtig und unvermeidlich mitunter solche Berechnungen neuer Absterbeordnungen sind, die erst mit einem gewissen Alter beginnen — man denke an das Versicherungswesen — so kommt ein so umständliches Verfahren für statistische Erhebungen über die Gestaltung der Sterblichkeit in den verschiedenen Altersklassen mit Unterscheidung nach dem Geschlecht überhaupt nicht in Betracht. Hier handelt es sich vor allem auch darum, möglichst schnell zahlenmässige Ausdrücke, die die Höhe der Sterblichkeit indizieren, zu gewinnen. Dieses ermöglichen allein die bereits erwähnten Sterbenswahrscheinlichkeiten und Sterblichkeitskoeffizienten. Was erstere betrifft, so ist dem Gesagten nur noch das hinzuzufügen, dass man sie unmittelbar aus der Absterbeordnung gewinnt, indem man die Gestorbenen irgend einer Altersklasse in Beziehung setzt zu den dem Sterben Ausgesetzten (den entsprechenden Ueberlebenden der Absterbeordnung).

Dagegen erfordern die Sterblichkeitskoeffizienten der stationär gedachten Bevölkerung, die also nur aus einer Absterbeordnung berechnet werden können, noch eine nähere Beleuchtung wegen ihrer grossen Bedeutung, die sie für die exakte Erforschung des Sterblichkeitsproblems besitzen. Eine frühere Betrachtung hat gezeigt, dass den Sterblichkeitskoeffizienten für bevölkerungsstatistische Untersuchungen über die Sterblichkeit eine grössere Beachtung zukommt als den Sterbenswahrscheinlichkeiten; es hat sich ferner gezeigt, dass die Sterblichkeitskoeffizienten, wie man sie direkt aus der Bevölkerungsstatistik gewinnt, insofern fehlerhaft sind, als sie die ungleichartige Geburtenfolge und die durch die Wanderungen bewirkten Störungen im Altersaufbau nicht berücksichtigen. Diese Fehler sind nun durch die Absterbeordnungen beseitigt und man kann hieraus nun die bereits erwähnten Koeffizienten der stationär gedachten Bevölkerung berechnen. Dieses geschieht in der Weise, dass man zunächst die einzelnen Altersklassen der Lebenden oder die Zahlen der gleichzeitig Lebenden (Becker) — d. h. die in einem bestimmten Lebensalter stehenden x bis $(x + 1)$ Jahre alten Individuen — ermittelt und sie dann in Beziehung setzt zu den unmittelbar aus der Absterbeordnung gewonnenen Gestorbenen. Das Wesen

1) G. v. Mayr, Statistik und Gesellschaftslehre II, S. 261.

der gleichzeitig Lebenden und ihre Berechnung aus der Absterbeordnung lehrt nun folgende Betrachtung. Man denke sich unter der Annahme einer stationären Bevölkerung (siehe früher) die das Alter n Ueberlebenden als Individuen, die im Laufe eines Kalenderjahres n Jahre alt wurden und ferner stelle man sich unter den Gleichzeitig-Lebenden im Alter n bis (n + 1) diejenigen vor die von den n Jahre alten Personen am Schluss des Kalenderjahres noch lebten — alsdann folgt ohne weiteres, dass man jene Gleichzeitig-Lebenden des Alters n bis (n + 1) erhält, indem man von den Ueberlebenden des Alters n diejenigen subtrahiert, die davon in dem Kalenderjahr des Ueberlebens (im Alter n bis (n + 1) sterben[1]). Da nun die Gestorbenen des Alters n bis (n + 1) nach der Sterbetafel, die derselben Geburtsjahrklasse wie die Ueberlebenden des Alters n angehören, nicht nach den beiden Kalenderjahren des Absterbens getrennt sind, so wird es für die Berechnung der Altersklassen n bis (n + 1) darauf ankommen, zu eruieren, wieviele Personen der Altersklasse n bis (n + 1), die alle derselben Geburtsjahrklasse wie die Ueberlebenden entstammen, in dem fraglichen Kalenderjahr selbst und wieviele erst in dem folgenden Kalenderjahr gestorben sind. Man hat also die Gestorbenen der Altersklasse n bis (n + 1) nach der Sterbetafel in diese zwei Teile zu zerlegen, um die Gleichzeitig-Lebenden zu berechnen. (Wie diese Berechnung nun praktisch durchzuführen ist, darüber im 3. Abschnitt.)

Hat man die sämtlichen Gleichzeitig-Lebenden aus der Sterbetafel berechnet, so ergibt die Gesamtsumme eine stationäre Bevölkerung, wie sie sich bei gleichbleibender Geburtenzahl lediglich in Hinsicht auf die waltende Sterblichkeit bilden würde. Der Quotient aus der Gesamtzahl der Gestorbenen und der Summe der Gleichzeitig-Lebenden der einzelnen Altersklassen d. i. der stationären Bevölkerung ist der allgemeine Sterblichkeitskoeffizient der stationär gedachten Bevölkerung. Dieser so gewonnene Sterblichkeitskoeffizient ist natürlich auch zugleich der Geburtenkoeffizient. (Da ja die Geburtenzahl in einer stationären Bevölkerung gleich der Anzahl der Gestorbenen ist.) Die grosse wissenschaftliche Bedeutung dieses so ermittelten Koeffizienten ist nun die, dass er in konzentriertester Form ein genaues Bild der innerhalb einer betr. Periode herrschenden Sterblichkeit gibt; da in ihm der Einfluss den ungleichartige Geburtenfolge und die Wanderungen ausüben, eliminiert ist. Er ist deshalb als das beste wissenschaftliche Mass, das wir für die Gesamtsterblichkeit innerhalb eines bestimmten Zeitraumes besitzen, anzusehen. Numerisch pflegt in den europäischen Staaten der allgemeine Sterblichkeitskoeffizient kleiner zu sein als der Sterblichkeitskoeffizient der stationär gedachten Bevölkerung.

---

1) Monatshefte zur Statistik des Deutschen Reiches. Novemberheft 1887. S. 36.

Diese Tatsache ist nach v. Bortkiewicz[1]) so zu erklären, dass von zwei auf die Höhe der Sterblichkeit in entgegengesetztem Sinne wirkenden Momenten — verhältnismässig schwache Besetzung der höheren und verhältnismässig starke Besetzung der unteren Altersklassen — das erste Moment der Lage der Dinge nach das stärker wirkende ist. Lange wurde diese Wahrheit von der Statistik nicht erkannt, indem man einseitig das Augenmerk auf die zunehmende Geburtenzahl richtete, während man die schwächere Vertretung der höheren Altersklassen ignorierte. Die ganze ältere ja noch neuere Literatur[2]), die die Frage der Abhängigkeit der Sterbeziffer von der Geburtenziffer zum Gegenstand der Erörterung gemacht hat, verdankt dieser völligen Nichtberücksichtigung des zweiten Momentes ihre Entstehung. Und doch standen die wirklichen Erfahrungen in direktem Widerspruch mit solchen Anschauungen. Indem man argumentierte, dass die notorische Geburtenzunahme (bei der hohen Sterblichkeit der ersten Lebensjahre) die allgemeine Sterbeziffer erhöhe, zeigte sich zugleich, dass diese trotz der Geburtenzunahme niedriger war als die allgemeine Sterbeziffer der stationär gedachten Bevölkerung. Es ist höchst auffallend, dass ein solcher Widerspruch so lange ungelöst bleiben konnte. Die einfache Tatsache, dass die verhältnismässig schwächere Besetzung der höheren Altersklassen die durch die steigende Geburtenzahl verursachte Erhöhung der Sterblichkeitsziffer völlig neutralisierte, und das Uebergewicht über den anderen Faktor hatte, erklärt die ganze Erscheinung.

Will man nun sehen, wie die Sterblichkeit in den einzelnen Altersklassen und je nach dem Geschlecht sich gestaltet, so hat man seine Zuflucht zu nehmen zu den auf analoge Weise durch Vergleich der Gestorbenen irgend einer Altersklasse mit den Gleichzeitig-Lebenden dieser Altersklasse gebildeten besonderen Koeffizienten der stationär gedachten Bevölkerung. Diese Koeffizienten weichen bei genügend engem Altersklassenintervall nur wenig von den früher besprochenen Spezialkoeffizienten der sich bewegenden Bevölkerung ab, doch ist ihr wissenschaftlicher Wert ein ungleich höherer, da nur sie — weil sie auf einer stationären Bevölkerung basieren — ein genaues Spiegelbild

---

1) Conrads Jahrbuch für Nationalökonomie. 3. Folge. II. Bd. Jena 1896. Artikel: Kritische Betrachtungen zur theor. Statistik. S. 691.

2) a. a. O. Casper, Die wahrscheinliche Lebensdauer des Menschen. Berlin 1835. S. 191. »Das Mass der Sterblichkeit in einer Bevölkerung steht mit dem Masse der allgemeinen Fruchtbarkeit derselben überall in geradem Verhältnis«. Wappäus, Einleitung in das Studium der Statistik. Leipzig 1881. S. 199. Journal de la société de statistique de Paris. 1895. p. 411. Württemberg. Jahrbücher für Statistik und Landeskunde. Jahrgang 1877. Stuttgart 1878. I. S. 79. Weitere Literaturangaben hierüber in Conrads Jahrb. 3. F. II. Bd. Jena 1896. S. 691, Anmerkung 3.

der innerhalb der einzelnen Altersklassen waltenden Sterblichkeit geben. Die richtige Ermittelung der Sterblichkeitskoeffizienten der stationär gedachten Bevölkerung setzt, wie wir sahen, möglichst vollkommene Absterbeordnungen voraus, deren Berechnung eine sehr schwierige und umständliche Operation ist. Man hat deshalb in neuerer Zeit versucht, auf leichtere und schnellere Art ein richtiges Mass der Gesamtsterblichkeit zu erlangen. Denn der grosse Vorzug, der darin liegt, in einem einzigen Ausdruck, die jeweilig waltende Sterblichkeit verkörpert zu haben, ist stets gebührend anerkannt. Nur fragte es sich, wie ein solches korrektes Mass leicht zu finden wäre. Das Ziel war klar vorgezeichnet, da es feststand, dass der allgemeine Sterblichkeitskoeffizient lediglich deshalb als ein solches Mass der Gesamtsterblichkeit wenig geeignet war, weil er von der Geburtenfolge und den Wanderungen in hohem Grade abhängig war. Diese dem allgemeinen Sterblichkeitskoeffizienten, wie er sich aus der Bevölkerungsstatistik direkt ergibt, anhaftenden Mängel mussten also beseitigt werden. Es darf nun vorausgeschickt werden, dass sämtliche Versuche, die die Lösung dieser Aufgabe bezweckten, als missglückt betrachtet werden müssen. Was zunächst die Westergaardsche Idee, die wir übrigens vor ihm bei Humphreys und Bertillon finden [1]), anlangt, so leidet die Methode der erwartungsmässig Gestorbenen [2]) an dem grossen Fehler, dass ihr ein Element der Willkür anhaftet. Die von Westergaard vorgeschlagene Norm, die in einer Reihe von Sterblichkeitskoeffizienten besteht, die nach dem Alter differenziert sind, weist den grossen Uebelstand auf, dass sie nicht klar abgegrenzt ist, man weiss nämlich nicht, welche Norm den Berechnungen der erwartungsmässig Gestorbenen zu Grunde zu legen sei. Ist aber die Norm, von der man ausgeht, schon keine feststehende, wie will man da noch zuverlässige Ergebnisse erhalten, die so wesentlich von der gewählten Norm abhängig sind?

Eine grössere Beachtung wurde den Vorschlägen Körösis [3]) zuteil. Körösi ging von der richtigen Erwägung aus, dass die Mortalitätstafeln allein die Gewähr für eine korrekte Ermittelung der Sterblichkeit böten. Er meint jedoch, dass die genaue Berechnung solcher Tabellen mit so grossen Schwierigkeiten verbunden ist, dass man nach einem anderen bequemeren Orientierungsmittel der Sterblichkeit sich umsehen müsse. Ein solches Mass erblickt Körösi nun in der korrigierten Sterbeziffer oder dem Mortalitätsindex. Diesen Ausdruck ge-

---

1) v. Bortkiewicz, Die mittlere Lebensdauer S. 53.

2) H. Westergaard, Mortalität und Morbilität. Jena 1882. Einleitung.

3) J. Körösi, Mortalitätskoeffizient und Mortalitätsindex, Denkschrift verfasst im Auftrage des intern. stat. Instituts in dessen Bulletin Bd. VI, 2. Heft. Budapest 1891 und J. Körösi in Conrads Jahrbüchern für Nationalökonomie und Statistik III. F. 6. Bd. S. 215—229.

winnt man dadurch, dass man für die miteinander zu vergleichenden Bevölkerungen eine gemeinsame (Standard) Altersbesetzung fingiert und dann die Gesamtsterblichkeit jeder Bevölkerung in der Weise berechnet, dass man die für die einzelnen Altersklassen erhaltenen Spezialkoeffizienten nur nach Massgabe der angenommenen Standardbesetzung berücksichtigt. Der so erhaltene Koeffizient zeichnet sich nun dadurch aus, dass bei ihm im Gegensatz zu dem allgemeinen Sterblichkeitskoeffizienten die Unterschiede, die in Bezug auf die Altersbesetzung zwischen den einzelnen Bevölkerungen bestehen, eliminiert sind. Dieses ist alles, was durch die Einführung der künstlichen Sterbeziffern erreicht ist. Wie durchaus unzureichend diese Korrektur jedoch ist, ist besonders durch v. Bortkiewicz sehr treffend und eingehend erwiesen. Es sei mir gestattet, die wichtigsten Punkte dieser Kritik hier hervorzuheben. Ein wesentliches Bedenken, das gegen die hier besprochene Methode spricht, liegt darin, dass die Wahl der Standardaltersbesetzung willkürlich ist, indem alle Versuche, eine auf rationellen Grundsätzen fundierte Standardaltersbesetzung als Grundlage für die Berechnung zu finden, sich als eitel erwiesen haben. Durch die Wahl des Standards werden aber die Ergebnisse mehr oder weniger tangiert und hierdurch wird das Moment der Unsicherheit in die ganze Berechnung hineingetragen. Schwerwiegender als dieses Bedenken sind die prinzipiellen Einwände, die man gegen die Methode der Standardaltersverteilung erheben kann. Der Grundirrtum Körösis, Ogles u. a., die für die erwähnte Methode, wenn auch mit einigen Modifikationen, eintreten, ist nämlich der, dass sie die Altersverteilung als eine von der Sterblichkeit unabhängige Funktion ansehen, während doch die Altersverteilung mit ein Ergebnis der Sterblichkeit ist. Zur Erläuterung dieser Tatsache diene folgendes: Wir sahen, dass der allgemeine Sterbekoeffizient lediglich deshalb fehlerhaft war, weil er von der ungleichartigen Geburtenfolge und den Wanderungsstörungen erheblich beeinflusst wurde. Diese Ungenauigkeiten werden durch die auf stationären Bevölkerungen fussenden Sterbetafeln abgestellt. Verschwindet damit aber die Verschiedenheit der Altersbesetzung innerhalb der verschiedenen Sterbetafeln untereinander? Dieses ist mit nichten der Fall, denn die Konstruktion der Sterbetafel hatte ja nur den Zweck, den Einfluss, den die erwähnten Faktoren auf die Höhe der Sterblichkeitskoeffizienten ausüben, zu eliminieren; sofern jedoch die Verschiedenheiten der Altersbesetzung eine Folge der in den betrachteten Staaten variierenden Sterblichkeit sind, berücksichtigt die Sterbetafel diese Unterschiede

1) Conrads Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik. 3. Folge, XI. Bd. Jena 1896. S. 676 u. f. Vergl. auch M. Rubin, Zur Berechnung eines internationalen Sterblichkeitsmasses in Conrads Jahrbüchern. III. F. 6. Bd. Jena 1893. S. 590 u. f.

in vollem Umfange. Hierauf beruht also die grosse Ueberlegenheit des aus der Sterbetafel berechneten Sterblichkeitskoeffizienten der stationär gedachten Bevölkerung gegenüber der korrigierten Mortalitätsziffer Körösis, Ogles u. a. Welcher wissenschaftliche Wert Versuchen, den Einfluss ungleichartiger Geburtenfolge dadurch zu eliminieren, dass man die jährlich im Alter von über ein Jahr Gestorbenen zu den über ein Jahr alten Lebenden desselben Zeitraumes in Beziehung setzt, beizumessen ist; kann nach dem Gesagten nicht zweifelhaft mehr sein. In praxi wird diese Ziffer der Uebereinjährigen oft, wenn man sie mit der allgemeinen Sterbeziffer vergleicht, eine bequeme Handhabe bieten, die Wirkung der Kindersterblichkeit auf die Gesamtsterblichkeit zu demonstrieren[1]); sie als Mass der Sterblichkeit verwerten wollen, wie dieses in neuerer Zeit wieder geschieht[2]), ist dagegen durchaus unstatthaft, da der Einfluss der Geburtenfolge durch Verwendung der Zahlen der Uebereinjährigen keineswegs eliminiert ist. Solche Sterblichkeitsmessung öffnet der Willkür Tür und Tor. Mit demselben Recht hätte man statt der Ziffer der Uebereinjährigen, die der Ueberzweijährigen u. s. f. berechnen können.

Ich wende mich jetzt der Besprechung eines Sterblichkeitsmasses zu, das in der älteren Statistik eine dominierende Stellung unter den Sterblichkeitsmassen innehatte, das aber in neuerer Zeit mehr und mehr an Bedeutung verliert. Dieses ist die mittlere Lebensdauer. Man versteht darunter die Anzahl Jahre, welche die auf einer gegebenen Altersstufe stehenden Personen bis zu ihrem Tode im Durchschnitt nach der Absterbeordnung zu durchleben haben. Berechnen lässt sich dieser Ausdruck am einfachsten, indem man von den Gleichzeitig-Lebenden der Sterbetafel ausgeht. Diese geben nämlich ziemlich genau die Anzahl der Jahre an, die die Personen des betreffenden Alters bei jedem Lebensalter zu durchleben haben. Man hat also, um die mittlere Lebensdauer einer Person in einem bestimmten Alter zu ermitteln, in der Art zu verfahren, dass man die Gleichzeitig-Lebenden, denen die betr. Person angehört, vermehrt um die sämtlichen folgenden Gleichzeitig-Lebenden der einzelnen Altersklassen und diese Gesamtsumme durch die Ueberlebenden des betreffenden Alters dividiert. Die mittlere Lebensdauer des Neugeborenen ergibt sich auf diese Weise als der reziproke Wert des Sterblichkeitskoeffizienten der stationär gedachten Bevölkerung. Sind die Gleichzeitig-Lebenden nicht bekannt, so kann man die mittlere Lebensdauer auch direkt aus der Absterbeordnung finden indem man, um beispielsweise die mittlere Lebensdauer eines n-Jährigen zu berechnen, alle Werte der Ueberlebenden von n ab addiert, die

1) G. Mayr, Gesetzmässigkeit im Gesellschaftsleben. München 1877. S. 296.

2) F. Prinzing, Zeitschrift für Hygiene. XXXI. Bd. S. 416 und Ders. in Zeitschrift für Sozialwissenschaft. Berlin 1899. S. 696.

Summe durch die Ueberlebenden des Alters n dividiert und den Rest um $^1/_2$ vermindert [1]). Neben den erwähnten gibt es nun eine Reihe anderer Methoden, die mittlere Lebensdauer zu ermitteln. Diese meist in früherer Zeit üblichen Verfahren sind dadurch charakterisiert, dass sie der Absterbeordnungen entbehren zu können, meinten. Zu dieser Kategorie von Versuchen gehören die Berechnung des Durchschnittsalters der Gestorbenen und die des Durchschnittsalters der Lebenden eines bestimmten Zeitraumes, ferner die Ermittelung des reziproken Wertes der sogen. Sterbeziffer resp. der Geburtenziffer und schliesslich die Eruierung des arithmetischen Mittels aus der Geburts- und Sterblichkeitsziffer [1]). Die bunte Vielheit von Meinungen über ein so wichtiges Sterblichkeitsmass findet sich in der gesamten ältern Statistik bis Wappäus [2]). Fortgesetztes Tappen im Dunkeln und eine beklagenswerte Unklarheit über die wichtigsten statistischen Grössen tritt uns hier in aller Schärfe entgegen. Die moderne Wissenschaft hat die Haltlosigkeit solcher schwankenden Anschauungen klargelegt und streng erwiesen, unter welchen Voraussetzungen jene Quotienten mit der mittleren Lebensdauer zu identifizieren sind [3]). Hier hat die analytische Behandlung der Frage sich auf das Glänzendste bewährt. — Ich sagte oben, dass die mittlere Lebensdauer als Mass der Sterblichkeit in neuerer Zeit viel an Bedeutung verloren hat. Dieses rührt daher, dass die mittlere Lebensdauer einen Mittelwert aus einer Reihe von Ueberlebenden, die durch die Absterbeordnungen gegeben sind, darstellt. Da nun dieser Mittelwert in sehr verschiedener Weise aus den Einzelwerten sich zusammensetzen kann, so wird mithin der gewonnene Ausdruck ein sehr summarischer sein. Aus der Art der Berechnung der mittleren Lebensdauer geht beispielsweise hervor, dass die mittlere Lebensdauer des o-Jährigen nur Gewissheit darüber geben kann, wie sich die Sterblichkeit in sämtlichen Altersklassen innerhalb der betrachteten Periode gestaltet hat. Wir erhalten also in diesem Ausdruck, der gleich ist dem reziproken Wert des Sterblichkeitskoeffizienten der stationär gedachten Bevölkerung, ein sehr gutes Mass für die Messung der Gesamtsterblichkeit innerhalb einer gewissen Periode. Ueber die Sterblichkeit im 1. Lebensjahr sagt hingegen die mittlere Lebensdauer des Neugeborenen nichts aus. Will man über die Sterblichkeit im ersten Lebensjahr mittelst der mittleren Lebensdauer etwas in Erfahrung bringen, so kann man nur in der Weise verfahren, dass man zugleich auch die mittlere

---

1) Handwörterbuch der Staatswissenschaften, Artikel: Lebensdauer von L. v. Bortkiewicz. Bd. 5. S. 544 u. f. und The Elements of vital Statistics von Newsholme. London 1899. 3. Aufl. S. 291. Artikel: The Methods of Calculating the Duration of Life.

2) G. v. Mayr, Statistik und Gesellschaftslehre II. S. 236.

3) v. Bortkiewicz, Die mittlere Lebensdauer. S. 61—73 und S. 83—89.

Lebensdauer des 1-, 2- u. s. f. -Jährigen zu Hilfe nimmt. Stellt sich nun z. B. beim Vergleich zweier Perioden heraus, dass die mittlere Lebensdauer des 0-Jährigen (Neugeborenen) der zweiten Periode grösser ist als die der ersten Periode, während die mittlere Lebensdauer des 1-Jährigen der zweiten Periode gleich oder kleiner ist als die der ersten Periode, so lässt sich daraus schliessen, dass die Sterblichkeit im 1. Lebensalter abgenommen hat. Man gelangt also mit Hilfe der mittleren Lebensdauer nur indirekt zu Anhaltspunkten über den Verlauf der Sterblichkeit in gewissen Zeitperioden. Ferner lässt sich gegen die mittlere Lebensdauer einwenden, dass sie kein typisches sondern nur ein arithmetisches Mittel sei, da der Verlauf der Sterblichkeit in den sämtlichen Altersklassen nicht dem mathematischen Fehlergesetz entspricht[1]). Diese Bedenken gegen die mittlere Lebensdauer, sind in der Tat so gewichtige[2]), dass demgegenüber die auch von v. Bortkiewicz hervorgehobene Prägnanz und Kürze des Ausdrucks[3]) nicht allzusehr in die Wagschale mehr fällt.

Wir haben nunmehr die lange Reihe der Methoden, die für die Ermittelung der Sterblichkeit in Frage kommen, kennen gelernt, haben ihre Vorzüge und Mängel geprüft und können jetzt unser Gesamturteil über die verschiedenen Verfahren folgendermassen formulieren. Einen ersten Anhaltspunkt für die Höhe der Sterblichkeit liefert die allgemeine Sterbeziffer. Sie gibt in konzentriertester Form eine Uebersicht über die Gesamtgestaltung der Sterblichkeit eines bestimmten Gebietes innerhalb des betrachteten Zeitraumes. Die grossen Vorzüge die ihr anhaften — die Leichtigkeit ihrer Berechnung und ihrer Anwendbarkeit auf offene Bevölkerungen — lassen sie da geeignet erscheinen, wo es gilt ein schnelles Orientierungsmittel für die herrschende Sterblichkeit zu beschaffen. Einen tieferen Einblick in das Walten der Sterblichkeit gestatten die nach Alter und Geschlecht differenzierten besonderen Sterbeziffern. Durch sie wird man in die Lage versetzt, die Wirkungen der Sterblichkeit in den verschiedenen Altersklassen zu erfassen und man kann auf diese Weise die Ursachen der Sterblichkeit erforschen. Erstreckt sich die Bedeutung der Sterblichkeitskoeffizienten hauptsächlich auf die Bevölkerungsstatistik, so eignen sich die Sterbenswahrscheinlichkeiten vornehmlich für die Zwecke der Versicherungstechnik, da sie unabhängig von der Reihenfolge, in der die Sterbefälle eintreten, sind. Andererseits besitzen aber die Sterbenswahrscheinlichkeiten gegenüber den Sterblichkeitskoeffizienten den grossen Nachteil, dass sie sich nicht

1) L. v. Bortkiewicz im Handwörterbuch der Staatswiss. Artikel: »Lebensdauer« im 5. Bd. S. 547. Jena 1900.

2) H. Westergaard, Theorie der Statistik S. 181. Jena 1890.

3) Vergl. den Artikel: Die mittlere Lebensdauer von Dr. G. Meyer in Hildebrand's Jahrbüchern 8. Bd. S. 1. Jena 1867.

ohne weiteres auf offene Bevölkerungen anwenden lassen. Neben den grossen Vorzügen, die die aus der Bevölkerungsstatistik direkt gewonnenen Sterbekoeffizienten besitzen, haftet ihnen der Fehler an, dass sie von der ungleichartigen Geburtenfolge und den Wanderungen in erheblichem Masse beeinflusst werden. Will man den Einfluss, den diese Faktoren, die mit der Lebensgefährdung einer Bevölkerung nichts zu tun haben, auf die Sterbekoeffizienten ausüben, beseitigen, so hat man zu den Sterbetafeln zu greifen, die diesen Mängeln abhelfen. Die aus ihnen berechneten Sterbekoeffizienten — sowohl der allgemeine als auch die besonderen Sterblichkeitskoeffizienten der stationär gedachten Bevölkerung — sind als die besten Masse der Sterblichkeit anzusehen. Die Schwierigkeit ihrer Eruierung bewirkte, dass man versuchte, die durch die Sterbetafeln beseitigten Ungenauigkeiten der auf direkte Weise gewonnenen Sterblichkeitskoeffiziente auf leichtere Art abzustellen. Dieses glaubte man durch die künstlichen Sterbeziffern erreicht zu haben. Alle diesbezüglichen von Westergaard, Ogle, Körösi u. a. vorgeschlagenen Methoden müssen als nicht befriedigend bezeichnet werden. Neben den erwähnten Sterblichkeitsmassen verdient besonders die mittlere Lebensdauer Beachtung. Dieses Sterblichkeitsmass, das früher eine grosse Bedeutung hatte, ist in neuerer Zeit wegen der unbestreitbaren Mängel, die ihm eigenen, jedoch mit Recht aus der Mode gekommen. Das beste Mass für bevölkerungsstatistische Vergleiche bleiben also die aus der Sterbetafel gewonnenen Sterblichkeitskoeffizienten und alle Untersuchungen über die Sterblichkeit, die den Anspruch auf möglichste Korrektheit erheben, müssen sich deshalb auf diese Koeffizienten stützen.

2. Die verschiedenen Arten von Sterbetafeln und die Faktoren der Sterblichkeit.

Die hohe Bedeutung der Sterbetafeln, die darin liegt, dass sie den Ausgangspunkt jeder korrekten Sterblichkeitsmessung bilden müssen, lässt es gerechtfertigt erscheinen, sie auf ihr Wesen näher, als es bisher geschehen konnte, kritisch zu würdigen. Wir unterscheiden je nach dem Zweck, dem die Sterbetafeln dienen, Sterbetafeln für ganze Bevölkerungen (tables générales) und solche für ausgewählte Bevölkerungsbestände (tables particulières)[1]). Die erste Kategorie von Sterbetafeln bezweckt, die Sterblichkeit im allgemeinen, d. i. für ganze Bevölkerungsgebiete zu erfassen, ohne auf die verschiedenartige Zusammensetzung der Glieder solcher Bevölkerungen Rücksicht zu nehmen. Die zweite Kategorie von Sterbetafeln trägt hingegen gerade diesem letzteren Um-

1) Quetelet in Statistique internationale (Population). Bruxelles 1865. Artikel: Des tables de mortalité S. 51 u. f. und G. v. Mayr, Statistik und Gesellschaftslehre 2. Bd. S. 367.

stand — der verschiedenartigen Morphologie der sozialen Masse innerhalb des beobachteten Gebietes — Rechnung. Hier handelt es sich also darum, Sterbetafeln aufzustellen, die nur für die konkrete Sterblichkeit gewisser ausgewählter Bevölkerungsbestände wie des Militärstandes, des Arbeiterstandes, überhaupt der verschiedenen Berufsklassen Gültigkeit haben. Unter diese Kategorie fallen auch die Tafeln der Versicherungsgesellschaften, sofern ihre Grundlage Personen bilden, die der Versicherung angehört haben oder noch angehören; denn diese Personen bilden gleichsam eine besondere soziale Masse, nämlich die der Versicherten. Auf die Ausgestaltung der Sterbetafeln gewisser ausgewählter Bevölkerungsbestände hat zweifelsohne die Differenzierung der Zweige der Lebensversicherung und die Verfeinerung der Versicherungstechnik den grössten Einfluss gehabt. Es hiesse aber den Wert dieser Art von Sterbetafeln unterschätzen, wollte man neben ihrem praktischen Nutzen für die Versicherung nicht auch zugleich ihrer hohen sozialpolitischen Bedeutung für die Beurteilung des Wohlbefindens dieser oder jener Gesellschaftsklasse, Erwähnung tun. Letzteres Moment übersieht Quetelet[1]), wenn er meint, dass die Aufmerksamkeit der Statistiker lediglich auf die Konstruktion von Sterbetafeln für ganze Bevölkerungen gerichtet sein müsse. Die grosse Vorliebe Quetelets für diese Kategorie von Sterbetafeln hängt aufs engste mit der an seinen Namen anknüpfenden Einführung von exakten Volkszählungen in Europa zusammen. Solche Erhebungen liefern mit einem Schlage eine korrekte Ermittelung der Volkszahl in den verschiedenen Altersklassen und geben hiermit zugleich die Basis für die Aufstellung von Sterbetafeln für ganze Bevölkerungen nach der in neuerer Zeit durchweg üblichen direkten (nach G. v. Mayr indirekten) Methode (siehe Abschnitt 3). Die allmählich regelmässig seit der Mitte des vorigen Jahrhunderts durch die Kulturstaaten veranstalteten Volkszählungen und besonders auch das wachsende Verständnis für die grosse Bedeutung die solche »Volkssterbetafeln« für die Erforschung der Mortalitätsverhältnisse eines bestimmten Gebietes und für den Vergleich mit anderen Staaten besitzen, haben nun bewirkt, dass gerade dieser Kategorie von Sterbetafeln, die naturgemäss wegen der schlechten bevölkerungsstatistischen Erhebungen früherer Zeiten weit jüngeren Datums ist als die zuerst erwähnte, eine besondere Begünstigung seitens der Statistik zuteil wurde. Der grosse Eifer für die Berechnung von Sterbetafeln gewisser ausgewählter Bevölkerungsbestände erlahmte dagegen nach dem schnellen Aufschwung, den solche Sterbetafeln wegen ihrer eminent praktischen Bedeutung für das Versicherungswesen anfänglich nahmen, bald und machte einem

1) Quetelet in Statistique internationale. Bruxelles 1865. S. 51: »on s'occupe moins en un mot de la rigeur des tables que des avantages des sociétés, c'est un genre de spéculations, sur lequel nous n'avons pas à fixer notre attention«.

gewissen nicht zu rechtfertigenden Quietismus Platz. In neuerer Zeit ist gerade auch auf dem Gebiet der Untersuchung der Sterblichkeit gewisser Gesellschaftsklassen wieder mancher erfreuliche Fortschritt zu verzeichnen; was zweifelsohne in Zusammenhang steht mit der Ausbreitung der Personenversicherung und der zunehmenden Konkurrenz der Versicherungsgesellschaften. Arbeiten, die diesem Gebiete angehören sind vorzugsweise die von der Gothaer Lebensversicherung veröffentlichten Sterbetafeln für gewisse Berufsklassen (Aerzte [1]), Lehrer [2]) und Geistliche [3])). Auch Sterbetafeln, die den Einfluss der Selektion (siehe 2. Kap. 2. Abschnitt) berücksichtigen, sind in neuerer Zeit verschiedentlich konstruiert worden. Was uns jedoch fast noch ganz fehlt, sind Sterbetafeln über die Berufstätigkeit innerhalb eines Gesamtgebietes [4]). Diese würden, da hier im Gegensatz zu den Sterbetafeln der Versicherungsgesellschaften der Einfluss der spekulativen Auslese (siehe 2. Kap. 2. Abschnitt) wegfällt, allein vollen Aufschluss geben können über die innerhalb gewisser Berufsgruppen herrschende Sterblichkeit. Aus diesem Grunde ist es z. Z. nicht möglich, den Faktor »Beruf« unsern auf Sterbetafeln basierenden Untersuchungen über die Sterblichkeit einzugliedern. Einer spätern Zeit wird es vorbehalten bleiben, auch in Bezug auf die Berufssterblichkeit genauere Ergebnisse zu gewinnen, als es bisher mittelst der direkten Methode der Koeffizienten möglich ist. Unsere Erörterungen über die beiden Kategorien von Sterbetafeln haben uns zugleich auf die Faktoren der Sterblichkeit geführt; die wir jetzt in Kürze — soweit es erforderlich ist — kennen lernen wollen. Wir knüpfen zu diesem Behufe wieder an die Sterbetafeln an, die in den aus ihnen direkt gewonnenen Sterbenswahrscheinlichkeiten oder auch in den daraus indirekt berechneten Sterbekoeffizienten, in klarster Weise die Wirkung des Hauptfaktors, von dem die Sterblichkeit abhängt — des Alters — zur Darstellung bringen. Diese Quotienten lehren nun, dass je nach dem Alter in dem sich die betreffende Person befindet, die Sterblichkeit eine verschiedene ist, dass

1) Jahrbuch für Nationalökonomie und Statistik. N. F. XIII. Bd. S. 381 u. f. Jena 1886.

2) Dass. III. F. 8. Bd. S. 161 u. f. Jena 1894. N. F. XVI. Bd. S. 217 u. f.

3) Eine Zusammenstellung der Ergebnisse findet sich in der neuesten Publikation der Gothaer Lebensversicherungsbank: Aus der Praxis der Gothaer Lebensversicherungsbank. Jena 1902.

4) Aeltere hierher gehörende Versuche sind zu finden in Zeitschrift d. k. sächs. stat. Bureaus 9. Jahrg. Dresden 1863. (Mortalitätstabelle für den Bergmannsstand für die Jahre 1801—27; 28—52 und 1801—52 von Dr. G. Zeuner.) Vergl. auch: Zeitschrift für schweizerische Statistik, 11. Jahrg. 1875, wo verwiesen ist auf »eine Sterbetafel für die Geistl. für die Jahre 1822—72 auf Grund eines biographischen Katalogs über die in dieser Zeit die geistliche Schule Yale College besucht habenden Studenten von H. A. Newton«.

aber trotzdem eine ausserordentliche Gesetzmässigkeit in dem Gesamtverlauf der Sterblichkeit der einzelnen Völker besteht. Es ergibt sich folgendes: Im ersten Lebensjahr ist das Kind einer ausserordentlich hohen Sterbensgefahr ausgesetzt, dann tritt ein anfangs rascher, allmählich aber langsamerer Rückgang der Lebensbedrohung bis zum Minimum zu Beginn des zweiten Dezenniums ein. Nach diesem tiefsten Stand des Sterblichkeitsniveaus, der zwischen dem 12. und 14. Lebensjahr liegt und der in den verschiedenen Ländern ein wenig variiert, nimmt die Sterbegefahr wieder zu und zwar zuerst sehr langsam, mit zunehmendem Alter jedoch immer rascher, bis sie in der Nähe des 70. Lebensjahres annähernd die Sterbegefahr des zweiten Lebensjahres wieder erreicht. Nach dem 70. Lebensalter wird die Sterbegefahr eine immer grössere und überschreitet zwischen dem 80. und 90. Lebensjahr sogar die Kindersterblichkeit der ersten Altersklasse. In dem höchsten Greisenalter nähert sie sich der Sterbensgewissheit. Ein anderer ebenfalls wichtiger Faktor, den die modernen Sterbetafeln gleichfalls berücksichtigen, ist das Geschlecht. Diese Differenzierung ist ebenfalls nötig, da das weibliche Geschlecht durchschnittlich eine ungleich günstigere Sterblichkeit aufweist als das männliche. Eine analoge Betrachtung wie die bei dem Alter vorgenommene, lässt ersehen, dass das weibliche Geschlecht gegenüber dem männlichen in Bezug auf die Sterbegefahr im ersten Lebensalter bedeutend günstiger gestellt ist. Dieser Unterschied hält, wenn auch in abnehmendem Masse etwa bis zum 7. bis 10. Lebensjahr an, nach dem 10. Lebensjahr bis etwa zum 15. und dann wieder ungefähr vom Alter 25 bis 35 wird für die meisten Länder die Sterbegefahr des männlichen Geschlechtes gegenüber der des weiblichen eine geringere. Im ganzen übrigen Verlauf finden wir dagegen, bald mit grösseren bald mit geringeren Differenzen für die Frauen eine geringere Sterblichkeitsquote als für die Männer. Wie weit nun die höhere Sterblichkeit des weiblichen Geschlechtes innerhalb der beiden fraglichen Perioden der Wirklichkeit entspricht — man denke an die notorisch zu niedrige Altersangabe der Frauen gerade innerhalb des Zeitraumes vom 25. bis 35. Lebensjahre[1]) — möge dahingestellt sein. Ueberhaupt zeigt die besondere Differenzierung nach dem Geschlecht keineswegs eine so grosse Gesetzmässigkeit wie wir sie bei der Differenzierung nach dem Alter allein vorfinden. Die Schwankungen, die die Sterblichkeit der beiden Geschlechter in einem längeren Zeitraum in den verschiedenen Altersklassen erfährt, sind selbst innerhalb desselben Gebietes so erhebliche, dass wir oft Abweichungen von der von uns aufgestellten Norm antreffen. Alter und Geschlecht sind die beiden Hauptfaktoren der Sterblichkeit, über deren Wirkung auf die Gestaltung der Höhe der Sterblichkeit die beste Aufklärung die Sterbe-

1) G. v. Mayr, Statistik und Gesellschaftslehre II, S. 266.

tafeln geben. Neben dem Alter und dem Geschlecht nimmt besonders der Beruf eine bevorzugte Stellung als Faktor der Sterblichkeit ein; doch können wir diesen Faktor aus Gründen, die ich oben anführte, in unsere Untersuchungen über den Rückgang der Sterblichkeit nicht eingliedern. Dasselbe gilt von den übrigen Faktoren, die von mehr oder weniger grossem Einfluss auf die Höhe der Sterblichkeit sind wie Klima, Fortschritte der Medizin, Ernährung, Vererbung, die grössere und geringere Seuchengefahr, die sanitären Bedingungen u. s. f. Wenn trotzdem im weiteren Verlauf der Arbeit von der Wirkung des einen oder anderen dieser Faktoren die Rede ist; so geschieht es, um auf Grund indirekter Schlüsse, die oft stark variierenden Ergebnisse verschiedener Perioden und verschiedener Bevölkerungen aus der Eigenart der konkreten Verhältnisse zu erklären.

3. Die Konstruktion der Sterbetafeln. Die Berechnung der Gleichzeitig-Lebenden. Die Beschaffenheit des benutzten Materials.

Nach diesen allgemeinen Ausführungen über Sterblichkeitsmessungen, Sterbetafeln und Faktoren der Sterblichkeit, dürfte eine knappe Darstellung der Methoden, nach denen die modernen Sterbetafeln konstruiert sind, am Platze sein. Die Berechnung von Sterbetafeln geschah früher nach der sogenannten Hermannschen oder indirekten (nach G. v. Mayr direkten) Methode. Diese besteht bekanntlich darin, dass man die Gesamtheiten von Geburten Jahr für Jahr kontrolliert und durch alle Alter hindurch bis zu ihrem allmählichen Absterben verfolgt [1]). Diese Methode, die als durchaus korrekt bezeichnet werden muss, gestattet den Einwand, dass zur Aufstellung einer vollständigen Sterbetafel etwa ein 100jähriger Zeitraum nötig ist und dass solche vollständigen Tafeln keineswegs einen Einblick in die jeweilig herrschenden Sterblichkeitsverhältnisse ermöglichen; sodann finden auch die Wanderungen keine Berücksichtigung. An denselben Mängeln leidet auch die sogenannte anhaltinische Methode, die vor der Hermann'schen jedoch den Vorzug hat, dass man zu ihrer Anwendung nur die nach Altersklassen verteilten Verstorbenen eines einzigen Kalenderjahres nötig hat, sofern nur die Geborenen für eine mindestens 80 bis 90jährige Periode gegeben sind [2]). Die uns bei den genannten Methoden entgegentretenden Mängel stellt ein Verfahren ab, das dadurch charakterisiert ist, dass man auf einmal

1) Genaueres siehe bei G. v. Mayr im Heft XXXVII der Beiträge zur Statistik d. Kgr. Bayern S. 21 u. f. und in Statistik und Gesellschaftslehre II, S. 247. Siehe auch den Artikel: »Sterbetafeln und Sterblichkeit« von L. v. Bortkiewicz in Suppl. 1 des Handwörterbuchs der Staatswissenschaften.

2) C. Ballod, Die Lebensfähigkeit der städtischen u. ländlichen Bevölkerung. Leipzig 1897. S. 21.

für sämtliche Altersklassen die Absterbeordnung ermittelt. Man verfährt hierbei in der Art, dass man zu den nach Altersklassen unterschiedenen verstorbenen Personen die Ergebnisse der Volkszählungen für dieselben Altersklassen zu Hilfe nimmt und nun für jede Altersklasse die Sterbenswahrscheinlichkeit bestimmt (was im allgemeinen für ein grösseres Gebiet nur unter Zugrundelegung gewisser Hypothesen über den Verlauf der Sterblichkeit innerhalb des betrachteten Zeitrahmens und über die Verteilung von Zu- und Abgängen (bei Lebzeiten) möglich ist (vgl. S. 16)). Aus den besonderen Sterbenswahrscheinlichkeiten der einzelnen Altersklassen lässt sich nun direkt die Absterbeordnung nach dem Alter für eine fingierte Zahl von Geborenen ableiten. (Direkte Methode; nach G. v. Mayr indirekte Methode.) Auf diese Weise gelingt es, mit einem Schlage die Aufstellung einer Absterbeordnung zu bewerkstelligen. Ein weiterer grosser Vorteil besteht sodann darin, dass die Wanderungen Berücksichtigung finden. Nachteile dieser gegenüber der Hermann'schen Methode sind dagegen die Undurchführbarkeit einer Kontrolle der gewonnenen Ergebnisse und die Ungenauigkeit der Altersstatistik, die sich in der Ueberfüllung der runden Alters- und Geburtsjahre äussert. Der Wert beider Methoden ist also kein absoluter. Nichtsdestoweniger ist man in neuerer Zeit fast ganz dazu übergegangen — mit Ausnahme der jüngsten Altersklassen — die zuletzt besprochene Methode für Berechnungen von Absterbeordnungen anzuwenden besonders wegen des nicht zu unterschätzenden Vorteils einer sofortigen Ermittelung der vollständigen Absterbeordnung. Für die jüngeren Altersklassen empfiehlt sich die Anwendung der Hermann'schen Methode, die besonders für das früheste Kindesalter weit zuverlässigere Ergebnisse liefert als die andere Methode: in den höheren Lebensaltern beeinflussen hingegen die Wanderungen die Sterblichkeit in sehr erheblichem Masse, weshalb für diese Lebensalter (also etwa nach 10 Jahren) die Methode zu grosse Ungenauigkeiten involviert. Ich habe deshalb die nach der Hermann'schen Methode berechneten Sterbetafeln nur bis zum Alter 10 wiedergegeben (siehe Tabellenwerk) und habe mich darauf beschränkt, nur diese Daten zum Ausgangspunkt des Vergleichs mit den übrigen nach der direkten Methode berechneten Sterbetafeln zu machen. Die bisher besprochenen Verfahren beziehen sich auf die Herstellung von Sterbetafeln für ganze Bevölkerungen. Weit älteren Datums als diese Art von Sterbetafeln sind die Tafeln der Versicherungsgesellschaften (vgl. S. 28). Die ersten Versuche, solche Tafeln zu konstruieren, reichen zurück bis an die Wende des 17. zum 18. Jahrhundert. Diesen ersten Sterbetafeln haften, wie es bei der Neuheit und Schwierigkeit des Problems und dem Mangel an geeignetem Material leicht erklärlich ist, noch erhebliche Mängel an. Sie besitzen deshalb für die Nachwelt, die, auf den Erfahrungen der Vorzeit fussend, die Technik der Konstruktion solcher Sterbetafeln weiter gebildet hat, nur noch historischen Wert. Die erste

korrekte Sterbetafel, die eine grosse praktische noch bis in die Gegenwart hineinreichende Bedeutung erlangte, wurde bekanntlich von Déparcieux konstruiert. Das von Déparcieux eingeschlagene Verfahren ist dieses. Déparcieux berechnete aus einem für jene Zeit recht beträchtlichen Material (französ. Tontinisten und Klosterinsassen) um die Mitte des 18. Jahrhunderts unter Annahme gewisser Fiktionen für die Angehörigen der einzelnen Altersklassen die Sterbenswahrscheinlichkeiten, indem er genau beobachtete, wieviel der ursprünglich in jede Klasse eingetretenen Personen innerhalb der einzelnen Altersklassen starben. Mittelst der so gefundenen Sterbenswahrscheinlichkeiten berechnet nun Déparcieux von 1000 Dreijährigen ausgehend die Ueberlebenden der einzelnen Altersklassen. Indem er die Fiktion seiner Rechnung zu Grunde legt, dass die Angehörigen der ersten (0—5-Jährige) Altersklasse durchschnittlich 3 Jahre, die der (5—10-Jährige) zweiten Altersklasse 7; die der dritten (10—15-Jährige) Altersklasse 12; die der vierten (15—20-Jährige) Altersklasse durchschnittlich 17 Jahre alt sind; berechnet Déparcieux die Ueberlebenden des 7., 12., 17. u. s. w Jahres. Die in den Intervallen 3—7; 7—12; 12—17 u. s. f. Verstorbenen sind nun willkürlich auf die einzelnen (einjährige) Altersklassen verteilt, so zwar »dass die allmähliche Abnahme des Vorrates der Lebenden möglichst geringe Sprünge aufweist[1]).« Auf diese Weise gewinnt Déparcieux eine vollständige Absterbeordnung. Trotz der erwähnten Mängel, die der Tafel anhaften, war die Basis für die richtige Konstruktion von Sterbetafeln für die Zwecke der Lebensversicherung durch sie geschaffen. Was die Folgezeit noch leistete, ist im wesentlichen nur eine weitere Ausbauung und Vervollkommnung der Methode, die bereits Déparcieux angewendet hat. Diese kurze, gedrängte Darstellung der bei der Konstruktion der modernen Sterbetafeln üblichen Verfahren möge genügen. Sie hatte lediglich den Zweck die wesentlichsten Gesichtspunkte hervorzuheben, nach denen die im Tabellenwerk wiedergegebenen Sterbetafeln berechnet wurden. Für ein tieferes Eindringen in dieses interessante Problem liegt um so weniger Anlass vor, als wir bereits eine Reihe von trefflichen Darlegungen über diesen Gegenstand besitzen[2]),

1) E. Roghé, Zur Geschichte und Kritik der Sterblichkeitsmessung. Jena 1891. S. 7.

2) a. a. O. Zeitschrift des königl. preuss. stat. Bureaus IX. Jahrg. S. 132 u. f. — Statistische Nachrichten über das Grossherzogtum Oldenburg. Oldenburg 1870. XI. Heft. (Hier eine Reflexion über den Wert der älteren Sterbetafeln.) — Frh. v. Fircks, Bevölkerungslehre und Politik S. 261. — Becker, Zur Theorie der Sterbetafeln für ganze Bevölkerungen in den Statist. Nachrichten über das Grossh. Oldenburg Heft IX. Teil 1. Anhang. Oldenburg 1867. — Monatshefte zur Statistik des Deutschen Reichs. Jahrg. 1887. Novemberheft. — L. v. Bortkiewicz, Sterblichkeit und Sterblichkeitstafeln im Handwörterbuch der Staatswissenschaften Bd. 6. S. 1090 u. f. — Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 25. Bd. S. 201. —

die vollen Aufschluss über die Einzelheiten der Konstruktion von Sterbetafeln geben. Bei der Wahl der von mir benutzten Tafeln habe ich mich bemüht, nur solche Sterbetafeln zu berücksichtigen, deren Zuverlässigkeit als feststehend anzusehen ist. Sodann wurden nur Sterbetafeln verwendet, die die Sterblichkeit einer mehrjährigen Periode widerspiegeln. Nur diese geben ein zutreffendes Bild der faktisch herrschenden Sterblichkeit, indem die in den einzelnen Jahren von den normalen Verhältnissen in dem einen oder anderen Sinne eintretenden Abweichungen durch das Zusammenfassen einer grösseren Zahl von Jahren nivelliert werden und das Gesamtergebnis als ein durchschnittliches für die betreffende Periode typisches bezeichnet werden kann. Für die höchsten Lebensalter (etwa über 90) sind die aus der Sterbetafel berechneten Koeffizienten nicht sehr zuverlässig. Es ist nämlich zu berücksichtigen, dass für das Greisenalter die Ausgleichung, der alle modernen Sterbetafeln unterworfen sind, um die Unregelmässigkeiten (die durch die Kleinheit der Zahlen der im höchsten Alter stehenden Personen veranlasst sind) in der Sterblichkeitskurve zu beseitigen, oft recht erheblich von den tatsächlichen Ergebnissen abweicht (vergl. die deutsche Sterbetafel (1871/72—1880/81)). Infolgedessen dürften die sehr hohen Sterbekoeffizienten für die höchsten Lebensalter der Wirklichkeit nicht ganz entsprechen[1]). Für die Frage des Rückganges der Sterblichkeit, die uns im folgenden beschäftigen wird, dürfte indessen die Ungenauigkeit in der Höhe der Koeffizienten für die höchsten Altersklassen wenig von Bedeutung sein, da wir es ja hier mit Gegenüberstellungen von Koeffizienten verschiedener Sterbetafeln zu tun haben. Der Berechnung der aus der Absterbeordnung zu ermittelnden Sterblichkeitskoeffizienten ist dem bereits Erwähnten noch folgendes hinzuzufügen. Da die nach der Sterbetafel in den einzelnen Altersklassen gestorbenen Personen so aufzufassen sind, als gehörten sie mit den Ueberlebenden und Gleichzeitig-Lebenden derselben Geburtsjahrklasse an, so ergibt sich daraus, dass die Sterbefälle in zwei verschiedenen aufeinanderfolgenden Kalenderjahren erfolgen[2]). Die Gleichzeitig-Lebenden lassen sich deshalb aus der Absterbeordnung nur unter Zugrundelegung gewisser Hypothesen über den Verlauf der Sterblichkeit innerhalb der einzelnen Altersklassen berechnen. Die üblichen Ver-

C. Ballod, Die Lebensfähigkeit der städtischen und ländlichen Bevölkerung. Leipzig 1897. (Hier eine Zusammenfassung sämtlicher Konstruktionsmethoden bei Sterbetafeln und weitere Literatur.) — Näheres über die Sterbetafeln der Versicherungsgesellschaften siehe Kapitel II, Abschnitt 2.

1) Westergaard, Mortalität und Morbilität, 2. Aufl. S. 209—214.

2) Vergl. Monatshefte zur Statistik des Deutschen Reiches 1887. Novemberheft. S. 36. Siehe auch v. Bortkiewicz' Betrachtungsweise, die sich auf die verlebte Zeit gründet, in v. Mayrs »Allgemeines Statistisches Archiv«, 3. Jahrgang 1894, Artikel: Russische Sterbetafeln S. 24 u. f.

fahren zur Berechnung der Gleichzeitig-Lebenden sollen nun kurz charakterisiert werden. Da es klar ist, dass die Gleichzeitig-Lebenden der x bis $x+1$ Jahre alten Individuen mehr als die Ueberlebenden der oberen $(x+1)$ Altersgrenze und weniger als die Ueberlebenden der unteren (x) Altersgrenze betragen müssen, so hat man was am nächsten liegt, die Gleichzeitig-Lebenden in der Art berechnet, dass man einfach das arithmetische Mittel der Ueberlebenden zweier aufeinanderfolgenden Jahre genommen hat. Ein solches summarisches Verfahren, das für die mittleren und höheren Altersklassen sehr gebräuchlich und und auch zweckmässig ist, da hier die Sterblichkeit innerhalb des betrachteten Zeitintervalls nur geringen Schwankungen unterliegt, versagt für die ersten Lebensjahre; da hier die Sterblichkeit oft recht beträchtlich innerhalb des betreffenden Zeitrahmens fluktuiert. Besonders gilt dieses für das erste Lebensjahr, in welchem die Sterblichkeit in den ersten Wochen und Monaten nach der Geburt bei weitem die Durchschnittssterblichkeit des Jahres überschreitet. Für diese ersten Lebensjahre verfährt man am besten, wenn man die Gleichzeitig-Lebenden direkt aus den statistischen Nachweisungen der Gestorbenen nach Alter und Geburtsjahr berechnet. Auf diese Weise verfuhr Becker bei Berechnung der Gleichzeitig-Lebenden der ersten 5 Lebensjahre der deutschen Sterbetafel [1]). Stehen einem jedoch diese Daten nicht zur Verfügung, so hat man zu gewissen mehr oder minder willkürlichen Hypothesen über den Verlauf der Sterblichkeit innerhalb eines bestimmten Zeitrahmens seine Zuflucht zu nehmen. Es hat sich nun auf Grund statistischen Materials herausgestellt, dass man für das erste Lebensalter annähernd richtige Ergebnisse erhält, wenn man die Gleichzeitig-Lebenden dieser Altersklasse dadurch berechnet, dass man die Geborenen um 70 % der im ersten Lebensjahre Gestorbenen vermindert, da etwa 70 % der Gestorbenen — der Prozentsatz schwankt für die verschiedenen Länder ein wenig — im Kalenderjahr der Geburt sterben [2]). Dieses Verfahren wurde auch von mir bei Berechnung der Gleichzeitig-Lebenden des ersten Lebensjahres für sämtliche im Anhang wiedergegebene Sterbetafeln angewendet. Für die Gleichzeitig-Lebenden der übrigen Altersklassen habe ich mich dagegen mit dem arithmetischen Mittel begnügt, da die Abweichungen von der genaueren Berechnung wie Ballod [3]) sie für die folgenden 4 Lebensjahre vorschlägt

1) Monatshefte zur Statistik des Deutschen Reichs, Jahrgang 1887. XI. S. 36 u. f. und S. 23 u. f.

2) C. Ballod, Die Lebensfähigkeit der städtischen und ländlichen Bevölkerung, S. 46 und 47. Ders., Die mittlere Lebensdauer in Stadt und Land, S. 18, Anmerkung und G. v. Mayrs Allgem. Statist. Archiv, 4. Jahrgang. Tübingen 1896. S. 520.

3) Siehe Anmerkung 2.

nur gering sind, so dass ein solches vereinfachtes Verfahren sich bei dem grossen Umfang des benutzten statistischen Materials rechtfertigen lässt. Für die Altersklassen nach dem fünften Lebensalter wendet auch Ballod dieses vereinfachte Verfahren an, das im Vergleich mit der Becker'schen Formel [1]) und der von v. Bortkiewicz [2]) berechneten beispielsweise für die Altersgruppe vom 10.—25. Lebensjahr nur Differenzen von $^1/_{10\,000}$—$^1/_{100\,000}$ vom arithmetischen Mittel des Ueberlebenden zweier aufeinanderfolgender Jahre ergibt[3]). Im übrigen wurde die Berechnung in der Weise durchgeführt, dass, soweit das Material dieses zuliess, für die ersten 5 Lebensjahre die Sterblichkeitskoeffizienten gesondert berechnet wurden. Für die übrigen Lebensjahre wurden die Sterblichkeitskoeffizienten für je 5 Lebensalter berechnet und zwar wurden die Gleichzeitig-Lebenden ermittelt, indem die Ueberlebenden der Grenzalter zur Hälfte und die Ueberlebenden der dazwischenliegenden 4 Lebensalter ganz in Anrechnung kamen. Wo das Material sich als ausreichend erwies, wurden die Sterblichkeitskoeffizienten nach dem Geschlecht getrennt berechnet.

II. Kapitel.

1. Die Wandlungen der Sterblichkeit in den letzten 50 Jahren auf Grund der Sterbetafeln für ganze Bevölkerungen.

An der Hand der im Anhang wiedergegebenen Tabellen wollen wir nunmehr dem Kardinalpunkt unseres Themas, dem Rückgang der Sterblichkeit in den letzten 50 Jahren unsere Aufmerksamkeit zuwenden. Folgende Fragen harren hier der Erledigung: Zunächst, ist ein Rückgang der Sterblichkeit in den einzelnen Staaten zu verzeichnen und wie gross ist dieser? Sodann, wie vollzog sich der Rückgang der Sterblichkeit im Laufe der betrachteten Perioden, war er kontinuierlich oder nicht? und endlich, welche Altersklassen und welches Geschlecht partizipierten an dem Rückgang der Sterblichkeit? Alles Fragen, die schon wiederholt Gegenstand wissenschaftlicher Erörterungen waren, so dass eine erneute Behandlung fast überflüssig erscheint; deren bisherige Beantwortung jedoch, wie wir bei Besprechung der Methoden der Sterblichkeitsmessung sahen, keineswegs einwandfrei ist. Die folgenden Darlegungen haben den Zweck, klar darzutun, was wir auf Grund einer exakten Messungsmethode und des besten uns zur Verfügung stehenden Materials über diese grundlegenden Fragen wissen können.

In Preussen betrug der allgemeine Sterblichkeitskoeffizient der stationär gedachten Bevölkerung:

---

1) Siehe Anmerkung 1 und 2, S. 35.

2) G. v. Mayrs Allgem. Stat. Archiv, 3. Bd. S. 25.

3) Dass. Werk, 4. Jahrgang 1896. S. 520.

	M.	W.
1859—64	27.41	25.99
1867. 68. 72. 75—77	28.27	26.33
1881—1890	26.49	24.55
1894—97	24.08	22.23

Es lässt sich demnach für die Periode 1894—97 gegenüber der Periode 1859—64 ein Rückgang der Sterblichkeit konstatieren, der für das männliche Geschlecht 12.2% und für das weibliche Geschlecht 14.5% der Sterblichkeit der Periode 1859—64 beträgt. Hierbei hat man zu bedenken, dass die betrachteten Perioden nicht gleich lang sind. Besondere Vorsicht erfordern die Ergebnisse der letzten Periode, die nur einen 4jährigen Zeitraum umfasst. Hier können die günstigen Ergebnisse die Folge einer auffallend geringen Sterblichkeit in den betreffenden Jahren sein, die von der normalen Sterblichkeit jener Periode wesentlich abweicht. Inwieweit dieser Einwand bei der Sterbetafel 1894—97 berechtigt ist, lässt sich natürlich nicht genau feststellen, jedoch geht aus den betreffenden Jahrgängen der preussischen Statistik [1]) klar hervor, dass die der Sterbetafel zu Grunde liegenden Jahre eine günstige Sterblichkeit aufweisen, die auch für die Jahre vor 1894 und nach 1897 zu konstatieren ist. Dieses spricht dafür diese Tafel als eine die wirklichen Sterblichkeitsverhältnisse in Preussen zu Ende des 19. Jahrhunderts reflektierende anzusehen. Weniger fällt das störende Moment kurzer Zeiträume in die Wagschale für die beiden ersten Perioden, die je einen 6jährigen Zeitrahmen umspannen. Trotz dieser nicht zu verkennenden Mängel des Materials dürfte der für die extremsten Perioden konstatierte Rückgang der Sterblichkeit als ein solcher anzusehen sein, der als ziemlich richtiger Ausdruck des Rückganges, den die Sterblichkeit in der letzten Hälfte des vorigen Jahrhunderts in Preussen erfahren hat, gelten kann. Und zwar scheint der konstatierte Rückgang der Sterblichkeit die untere Grenze des wirklichen Rückganges der Sterblichkeit in der letzten Hälfte des vorigen Jahrhunderts zu bilden, da die Sterblichkeit der Periode 1859—64 als etwas zu günstig für die in der Mitte des vorigen Jahrhunderts in der preussischen Bevölkerung herrschende Sterblichkeit erscheint [2]).

Wenn wir die betreffenden Perioden ins Auge fassen, so ergibt sich ferner, dass der Rückgang der Gesamtsterblichkeit sich nicht kontinuierlich vollzog, sondern in der Weise, dass für beide Geschlechter einer geringeren Sterblichkeit der ersten Periode eine gesteigerte der zweiten Periode folgte, worauf die Sterblichkeit in den beiden letzten Perioden fortlaufend sank und zwar erheblicher zwischen der dritten und vierten als zwischen der zweiten und dritten Periode.

1) Zeitschrift des königlich preuss. statist. Bureaus, Jahrgänge 1896—99.

2) Zeitschrift des königlich preuss. statist. Bureaus 1869. S. 130.

Es kommt jetzt darauf an, zu eruieren, welche Altersklassen hauptsächlich an dem Rückgang der Sterblichkeit in den betrachteten Perioden beteiligt sind. Zu diesem Zwecke wollen wir zunächst die Ergebnisse der Periode 1859—64 denen der Periode 1894—97 gegenüberstellen (siehe die Tabellen im Anhang).

	M.	W.
Altersklasse:	0—1	0—1
1859—64	256.14	215.64
1894—97	256.05	212.43.

Die Sterblichkeit ist also für diese Altersklasse in den beiden Perioden fast die gleiche geblieben; anders gestaltet sich das Verhältnis für die folgenden Altersklassen.

	M.	Rückgang (+) der Sterblichkeit in % der Sterblichkeit 1859—64	W.	Rückgang (+) der Sterblichkeit in % der Sterblichkeit 1859—64
	1—2		1—2	
1859—64	79.12		75.34	
1894—97	55.15	30.3	52.57	30.3
	2—3		2—3	
1859—64	42.96		42.33	
1894—97	23.43	45.5	22.53	46.8
	3—4		3—4	
1859—64	29.01		28.82	
1894—97	15.56	46.4	15.21	47.2
	4—5		4—5	
1859—64	20.73		20.76	
1894—97	10.79	47.9	10.65	48.7

Für diese Altersklassen ergibt sich ein recht bedeutender Rückgang der Sterblichkeit, der für die Altersklasse 1—2 für das männliche und weibliche Geschlecht 30,3% der Sterblichkeit der Periode 1859—64 beträgt. Für die folgenden Altersklassen steigt der Prozentsatz fortgesetzt und zwar für das weibliche Geschlecht in etwas stärkerem Masse als für das männliche Geschlecht. Für die Altersklasse 4—5 beträgt der Prozentsatz 47.9 für das männliche und 48.7 für das weibliche Geschlecht. Nicht viel weniger günstig sind die Verhältnisse für die folgenden Altersklassen. (S. Tabelle S. 39.)

Wenn wir diese Ergebnisse mit den obigen vergleichen, so sehen wir, dass der Rückgang der Sterblichkeit nicht mehr so intensiv wie in den früheren Altersklassen ist, sondern die Tendenz hat, einer unteren Grenze zuzustreben, indem der Prozentsatz von 43.9 auf 25.2 für das männliche und von 43.7 auf 25.7 für das weibliche Geschlecht sinkt. Ein Vergleich in Bezug auf die Intensität des Sterblichkeitsrückganges bei den beiden Geschlechtern ergibt nichts Besonderes. Stellen wir nun den für 10jährige Altersintervalle angegebenen Koeffizienten der mittleren und höheren Altersklassen der Periode 1859—64

	M.	Rückgang (+) der Sterblichkeit in % der Sterblichkeit 1859—64	W.	Rückgang (+) der Sterblichkeit in % der Sterblichkeit 1859—64
	5—10		5—10	
1859—64	10.03		10.25	
1894—97	5.63	43.9	5.77	43.7
	10—15		10—15	
1859—64	4.78		5.09	
1894—97	2.87	40.0	3.27	35.8
	15—20		15—20	
1859—64	5.39		5.13	
1894—97	4.34	19.5	3.86	24.8
	20—25		20—25	
1859—64	8.33		6.46	
1894—97	5.94	28.7	4.93	23.7
	25—30		25—30	
1859—64	7.89		8.02	
1894—97	5.90	25.2	5.96	25.7

die entsprechenden Ergebnisse von 1894—97 gegenüber, so erhalten wir folgendes Bild der Sterblichkeit:

	M.	Prozentsatz des Rückg. der Sterblichkeit bezogen auf 1859—64	W.	Prozentsatz des Rückg. der Sterblichkeit bezogen auf 1859—64
	30—40		30—40	
1859—64	9.88		10.90	
1894—97	8.18*	17.2	7.67*	29.6
	40—50		40—50	
1859—64	15.37		13.62	
1894—97	13.85*	9.1	9.70*	28.8
	50—60		50—60	
1859—64	26.55		23.08	
1894—97	23.51*	11.5	16.94*	26.6
	60—70		60—70	
1859—64	50.27		47.87	
1894—97	46.34*	7.8	41.58*	13.1
	70—80		70—80	
1859—64	109.57		110.95	
1894—97	98.77*	9.1	91.08*	17.9
	80—90		80—90	
1859—64	209.83		200.69	
1894—97	209.2*	0.3	194.7*	3.0

* Diese Koeffizienten wurden aus den in der Tabelle angegebenen in der Art berechnet, dass zunächst mit Hilfe der Absterbeordnung die in den staats- und sozialwissenschaftlichen Forschungen Bd. XVI, Heft 5 nicht angeführten Altersklassen für 5jährige Perioden berechnet wurden und dann durch Zusammenfassen von je zwei 5jährigen Perioden die Altersklassen einer 10jährigen Periode gewonnen wurden, die dann mit den aus der Absterbeordnung zu ersehenden Gestorbenen in Beziehung gesetzt wurden.

Diese Tabelle zeigt deutlich, dass die rückläufige Tendenz der Sterblichkeitsabnahme für die höheren Altersklassen fortbesteht. Der Prozentsatz der Altersklasse 30—40, der für das männliche Geschlecht 17,2 und für das weibliche Geschlecht 29,6 beträgt, sinkt allmählich und erreicht mit der Altersklasse 80—90 seinen tiefsten Stand; der für das männliche 0.3 und für das weibliche Geschlecht 3.0 beträgt. Auffallend ist, dass für jede dieser Altersklassen der Rückgang der Sterblichkeit des weiblichen Geschlechtes ein ungleich grösserer ist als der des männlichen Geschlechtes. Für manche Altersklassen (40—60) ist der Unterschied so erheblich, dass er das Doppelte ja Dreifache des für das männliche Geschlecht konstatierten Prozentsatzes beträgt.

Wie vollzog sich nun dieser Rückgang der Sterblichkeit? Um dieser Frage näherzutreten, wollen wir kurz die Ergebnisse, die uns die Tabellen der Perioden 1867, 68, 72, 75, 77 und 1881—1890 liefern, besprechen. Die erstere Tabelle weist wie eine höhere Gesamtsterblichkeit, so auch in den meisten Altersklassen eine ungleich höhere Sterblichkeit auf als die Tabelle von 1859—64. Besonders tritt dieses hervor in der bedeutenden Steigerung der Sterblichkeit im höchsten Lebensalter, weniger bedeutend ist dagegen die Steigerung der Kindersterblichkeit sowie der Sterblichkeit in den mittleren und höheren Altersklassen. Nur für die Altersklasse 2—3 und die darauffolgenden bis zur Altersklasse 15—20 stellt sich auch für diese relativ ungünstige Periode ein Sinken der Sterbeziffern ein und zwar in gleicher Weise für das männliche wie für das weibliche Geschlecht — es sind gerade die Altersklassen für die wir oben den bedeutendsten Rückgang der Sterblichkeit gefunden haben. Es unterliegt keinem Zweifel, dass diese Ergebnisse zum weitaus grössten Teil in den wirtschaftlichen und sozialen Verhältnissen, in denen Preussen und die übrigen deutschen Staaten in dieser Periode standen, ihren Ursprung haben [1]). Seit dieser Zeit datiert die rapide Volksvermehrung in Preussen und in den übrigen deutschen Staaten und mit ihr nahm Preussen einen mehr industriellen Charakter an. Solche Entwickelungen in einer Zeit, wo die hygienischen Verhältnisse noch viel zu wünschen übrig liessen, mussten naturgemäss die Sterblichkeitsquote erhöhen und zwar besonders in den Altersklassen, die am meisten durch die wirtschaftlichen Umwälzungen berührt wurden also besonders in den mittleren Altersklassen. In der Periode 1881—90 setzt nun der Rückgang der Sterblichkeit ein, der alle Altersklassen mit Ausnahme der höchsten erfasst. Ein flüchtiger Blick auf die Tabellen (im Anhang) lehrt, dass auch diese Periode gegenüber der Periode 1867, 68, 72, 75—77 besonders zwischen den

1) Vergl. Hugo Bernheim, Die Intensitätsschwankungen in Bayern und Sachsen und deren Faktoren in Zeitschrift für Hygiene, 4. Bd. Leipzig 1888. (Würzburger mediz. Fakultät Inaugural-Dissert. 1888.)

Altersklassen 1—2 und 10—15 einen starken Rückgang der Sterblichkeit erkennen lässt. Deutlicher tritt der grosse Rückgang der Sterblichkeit in den genannten Altersklassen hervor, wenn wir die Periode 1894—97 zum Vergleich heranziehen. Zugleich zeigt diese Tabelle im Vergleich mit den übrigen, dass gerade die höheren Altersklassen einen verhältnismässig geringen Rückgang der Sterblichkeit zu verzeichnen haben. In der höchsten Altersklasse (nach 90) tritt eine Steigerung der Sterblichkeit ein. Die Kindersterblichkeit des ersten Lebensjahres ist in den letzten Perioden gesunken. Man geht wohl nicht fehl, wenn man dieses Sinken der Kindersterblichkeit und auch das fortgesetzte Sinken der Sterblichkeit in den früheren und mittleren Altersklassen zum weitaus grössten Teil den gewaltigen Fortschritten der medizinischen Wissenschaft, insbesondere der öffentlichen Gesundheitspflege, der Verbesserung der Heilmethoden und den Massregeln zur Verhütung von Epidemien zuschreibt. Daneben aber hat zweifelsohne die Steigerung des Wohlstandes besonders die Hebung der wirtschaftlichen Lage weiter Schichten der Bevölkerung und auch die lange Friedenszeit einen heilsamen Einfluss auf die Gestaltung der Höhe der Sterblichkeit ausgeübt [1]). Die auffallende Erscheinung, dass auch nach der relativ ungünstigen Periode 1867, 68, 72, 75—77 in Preussen der Rückgang der Sterblichkeit im 1. Lebensalter im Vergleich zu dem in den folgenden Altersklassen nur gering ist, dürfte darin begründet sein, dass die modernen Mütter in weit erheblicherem Masse, als es früher der Fall war, nicht mehr im stande sind, ihre Kinder selbst zu stillen. Die Entziehung der Mutterbrust ist aber, wie besonders die diesbezüglichen Untersuchungen des Berliner statistischen Amtes schlagend dargelegt haben [2]), ein Moment, das die Kindersterblichkeit stark erhöht. Die Wirkung dieses die medizinischen Fortschritte paralisierenden Faktors äussert sich nun in erheblichstem Masse in den industriell hochentwickelten Staaten, da hier ein grosser Prozentsatz der Frauen den Tag über in Fabriken beschäftigt wird und deshalb die Mutterpflicht nur zu leicht vernachlässigt [3]), zumal harte Fabrikarbeit in zum Teil ganz unzulänglichen Räumen die Lebenskraft dieses Teiles der weiblichen Bevölkerung fortgesetzt erschüttert. Wir treffen daher gerade in Staaten mit ausgeprägt industriellem Charakter wie England

1) Vergl. G. v. Mayrs hiervon ein wenig abweichende Ansicht in Statistik und Gesellschaftslehre II. Bd. Freiburg 1897. S. 226.

2) G. v. Mayr, Statistik und Gesellschaftslehre S. 286, vergl. auch Beitrag zur Untersuchung des Einflusses von Lebensstellung und Beruf auf die Mortalitätsverhältnisse von J. Conrad. Jena 1877. S. 35 u. f.

3) Soziale Praxis, Centralblatt für Sozialpolitik, herausgegeben von Prof. Dr. Franke a. a. O. X. Jahrgang, Oktober 1900 bis September 1901. Leipzig 1901. S. 716 und IX. Jahrgang, Oktober 1899 bis September 1900. Leipzig 1900. S. 148. Artikel: Fabrikarbeit verheirateter Frauen und Kindererziehung. (Die hohen Zahlen

trotz sanitärer Fortschritte den geringsten Rückgang der Sterblichkeit des frühesten Kindesalters, ja zuweilen die entgegengesetzte Erscheinung an (Belgien). Wenn auch Gebiete mit ausgesprochen agrarischem Charakter wie Oldenburg und Mecklenburg, in denen naturgemäss die Entziehung der Mutterbrust weit weniger häufig vorkommt, eine geringe Zunahme der Kindersterblichkeit des ersten Lebensjahres erkennen lassen, so ist dieser Erscheinung keineswegs eine zu hohe Bedeutung beizumessen. Man hat nämlich zu berücksichtigen, dass es sich hier um kleinere Gebiete handelt — und bei Mecklenburg auch um nur 4jährige Zeiträume, die nahe aneinander liegen — bei denen das Moment des Zufalls eine nicht zu unterschätzende Rolle spielt, indem in solchen Gebieten eine Aenderung der Sterblichkeitsverhältnisse meistens das Gesamtgebiet erfasst, während in grösseren Staaten eine stärkere Schwankung der Sterblichkeit sich meistens nur auf einzelne Gebietsteile beschränkt, und deshalb die Gesamtsterblichkeit weit weniger als bei kleineren Staaten geändert wird. Sodann hat man in Erwägung zu ziehen, dass gerade in landwirtschaftlichen Gebietsteilen der Einfluss den ärtzliche Hilfe und die Fortschritte der Medizin auf die Höhe der Kindersterblichkeit ausüben, weit weniger zur Geltung kommen muss als in den stark bevölkerten Industriegegenden, da meist grössere Entfernungen die Landbewohner vom Arzte trennen; was oft zur Folge hat, dass die Hilfe zu spät kommt. Der geringe Rückgang der Sterblichkeit in den höheren Altersklassen findet seine Erklärung in der Tatsache, dass in jenen Altersklassen alle sanitären Fortschritte naturgemäss mehr oder minder versagen müssen. Hier entscheidet über Leben und Tod der Menschen weit mehr als in den übrigen Lebensaltern die körperliche Konstitution des Individuums. Lokale und soziale Faktoren treten hier gegenüber den physischen Faktoren ganz in den Hintergrund. Es ist nun eine unbestreitbare Tatsache, dass die Gesundheit der Menschen in unserem modernen Staatenleben infolge des immer heftiger auftretenden Kampfes ums Dasein in weit stärkerem Masse besonders in dem mittleren Lebensalter zerrüttet wird als es früher der Fall war. Dieses Faktum, das für beide Geschlechter gilt, findet seinen prägnantesten Ausdruck in der Zunahme der Sterblichkeit der Greise, die wir im Laufe unserer Untersuchung in fast allen Kulturstaaten antreffen werden.

An diese ausführliche Besprechung des Sterblichkeitsrückganges in Preussen wollen wir jetzt, soweit die Tabellen dieses zulassen, eine kurze Schilderung der entsprechenden Verhältnisse in den übrigen deutschen Staaten anreihen. Beginnen wir mit Mecklenburg-Schwerin, so stehen uns fur dieses Gebiet die Ergebnisse der Sterbe-

der Säuglingssterblichkeit in Sachsen entfallen fast ausnahmslos auf die Städte der Textilindustrie.)

tafeln für 3 gleichlange aufeinanderfolgende Perioden zur Verfügung, die sämtlich nach der direkten Methode von Dr. Lindig berechnet sind. Wir können also aus den Sterblichkeitskoeffizienten genau ersehen, welchen Verlauf die Sterblichkeit in dieser Periode in diesem Gebiete genommen hat. Die allgemeine Sterbeziffer der stationär gedachten Bevölkerung betrug für die Perioden:

	M.	W.
1867—71	23.94	22.97
1872—76	23.53	22.35
1877—81	22.43	21.45

Mithin sank der allgemeine Sterblichkeitskoeffizient von 23,94 zunächst auf 23.53 und dann auf 22.43 für das männliche Geschlecht und von 22.97 zunächst auf 22.35 und dann auf 21.45 für das weibliche Geschlecht. In Prozenten ausgedrückt, ergibt sich, dass der Rückgang der Sterblichkeit in den 15 Jahren bei dem männlichen Geschlecht 6.3 und bei dem weiblichen 6.6 der Sterblichkeit der Periode 1867—71 betrug. Eine Untersuchung der einzelnen Altersklassen, in denen sich der Rückgang der Sterblichkeit vollzog, liefert ähnliche Ergebnisse wie wir sie bei Preussen kennen lernten. Die Sterblichkeit in dem ersten Lebensalter nimmt für beide Geschlechter ein wenig zu. Die Perioden nach dem ersten bis zum 15. Lebensjahr weisen dagegen einen erheblichen Rückgang der Sterblichkeit auf, der sich auch noch in den folgenden Altersklassen ziemlich hoch stellt. In den höheren Altersklassen wird der Rückgang der Sterblichkeit geringer. Nach dem 80. Lebensjahr tritt klar die Tendenz einer Erhöhung der Sterblichkeit in der dritten Periode gegenüber der ersten hervor und zwar zunächst bei dem männlichen dann auch bei dem weiblichen Geschlecht. Das weibliche Geschlecht zeigt namentlich in den Altersklassen 60—80 einen stärkeren Rückgang der Sterblichkeit als das männliche.

Für Oldenburg besitzen wir zwei durchaus vergleichungsfähige Tabellen für die Perioden 1855—64 und 1871/72—85/86. Die Tatsache, dass hier längere Zeiträume die Grundlage der Sterbetafeln bilden, lässt die Tabellen besonders geeignet für unsere Untersuchungen erscheinen. Wir erblicken in den Ergebnissen gewissermassen die typischen Ausdrücke der Sterblichkeit in Oldenburg innerhalb dieser betreffenden Zeiträume: Die Gegenüberstellung der allgemeinen Sterblichkeitskoeffizienten der stationär gedachten Bevölkerung für beide Perioden lässt für das männliche Geschlecht einen Rückgang der Sterblichkeit um nur 0.6%, für das weibliche einen solchen von 4.3% der Sterblichkeit der Periode 1859—64 erkennen. Wie in Mecklenburg-Schwerin, so ist auch in Oldenburg die Kindersterblichkeit des ersten Lebensjahres für beide Geschlechter in der zweiten Periode ein wenig grösser als in der ersten. Nach dem ersten Lebensalter tritt ein stärkerer Rückgang der Sterblichkeit ein, der erheblicher bei dem weib-

lichen als bei dem männlichen Geschlecht ist. Dieser dauert bis zur Altersklasse 15—20, für die hierauf folgenden Altersklassen nimmt die Sterblichkeit der zweiten Periode im Vergleich zur ersten wieder zu und zwar für das männliche Geschlecht bis zur Altersklasse 45—50 für das weibliche bis zur Altersklasse 25—30. Hiernach macht sich wieder ein teilweise recht beträchtliches Sinken der Sterblichkeitskoeffizienten namentlich der des weiblichen Geschlechtes bemerkbar; dieses wird in den höheren Altersklassen allmählich geringer. In den höchsten Altersklassen (nach dem 80. Lebensjahr) finden wir bei dem männlichen Geschlecht, dass im allgemeinen die Sterblichkeitskoeffizienten der zweiten Periode grösser sind als die der ersten, was sich in gleicher Weise von den analogen Koeffizienten für das weibliche Geschlecht nicht sagen lässt. (Siehe die Tabelle im Anhang.)

Für die übrigen deutschen Staaten lässt das Material leider keine so eingehende Untersuchungen über den Rückgang der Sterblichkeit wie für die oben erwähnten Staaten zu. Wir müssen uns darauf beschränken, die Ergebnisse, die uns die sächsische und die bayerische Statistik liefert, hier, soweit dieses möglich ist, zu besprechen. Die im Tabellenwerk wiedergegebenen Sterblichkeitskoeffizienten für Sachsen beruhen auf der von Dr. Heym für die Periode 1840—49 berechneten Sterbetafel, die lange Zeit mit gewissem Recht als eine besonders zuverlässige galt [1]) und der Sterbetafel die Zeuner für die Periode 1880, 1885, 1890 berechnete. Die (für beide Geschlechter zusammen) nach beiden Tafeln berechneten Sterblichkeitskoeffizienten ergeben bei der Gegenüberstellung, dass die Sterblichkeit der betreffenden Altersklassen in der letzten Periode erheblich geringer ist als in der ersten. Besonders ist die Sterblichkeit in der Altersklasse 20—25 sehr zurückgegangen. (Der Rückgang beträgt in dieser Altersklasse 17 % der Sterblichkeit der Periode 1840/49.) Hierauf verringert sich die Differenz, die für die Altersklasse 35—40 annähernd gleich 0 wird und auch noch für die folgenden Altersklassen gering bleibt; erst mit dem Alter 55 setzt ein stärkerer Rückgang der Sterblichkeit ein, der besonders in den Altersklassen 60—75 sehr deutlich sich ausprägt. Nach dem Alter 75 tritt wieder eine Verringerung des Abstandes der Sterblichkeit beider Perioden ein, doch bleibt der Abstand noch in den höchsten Altersklassen ziemlich bedeutend.

Wesentlich anders als in den besprochenen Staaten vollzog sich die Entwickelung in Bayern. Hier haben wir die auffallende Erscheinung, dass den Löwenanteil an dem Rückgang der Sterblichkeit die Kinder des ersten Lebensjahres hatten, während in den folgenden Altersklassen bis zur Altersklasse 5—10 die Sterblichkeit in neuerer

1) Zeitschrift des königl. sächs. statist. Bureaus. Dresden 1894. XL. Jahrgang S. 27/28. (Hier ist auch die Methode ihrer Berechnung ausführlich besprochen.)

Zeit zum Teil recht erheblich zugenommen hat. Diese Tatsache beleuchten folgende Ergebnisse. In Bayern betrug der Sterblichkeitskoeffizient der stationär gedachten Bevölkerung der Altersklasse 0—1 wie folgt:

	M.	W.
1835/36—65/66	442.6	356.9
1881—1890	389.9	315.5

Diese Zahlen bedeuten ein Sinken des Sterblichkeitskoeffizienten der ersten Altersklasse für das männliche Geschlecht um 11.9% und für das weibliche Geschlecht um 11.6% der Sterblichkeit der Periode 1835/36—1865/66. In der Altersklasse 1—2 tritt hingegen eine Steigerung der Sterblichkeit von 7.7% für das männliche und von 10.8% für das weibliche Geschlecht ein (siehe die Tabellen im Anhang). Diese Steigerung erfährt schon in der Altersklasse 2—3 eine starke Reduktion und sie wird für die Altersklasse 5—10 annähernd gleich 0 für beide Geschlechter. Den Rückgang der Sterblichkeit in den folgenden Altersklassen zu untersuchen, ist leider nicht angängig, da die Sterbetafel 1835/36—1865/66 von v. Hermann nach der direkten Methode berechnet ist. Diese Ergebnisse, die so erheblich von den bisherigen Erfahrungen abweichen, sind als die Folgeerscheinungen jener engherzigen Gesetze anzusehen, die bis 1868 in Bayern bestanden und die Eheschliessungen ungemein erschwerten. Denn es ist unbestreitbar, dass dieser hohe Sterblichkeitskoeffizient der ersten Altersklasse der Periode 1835/36—65/66 zum grossen Teil nur dadurch erzielt ist, dass die unehelichen Geburten, die eine ungleich höhere Sterblichkeit haben als die ehelichen in jenem Zeitraum einen weit grösseren Prozentsatz der gesamten Geburtenzahl betrugen als in der Folgezeit[1]) (nach 1868). Den starken Rückgang der Kindersterblichkeit ausschliesslich auf Rechnung der veränderten unehelichen Geburtenzahl zu setzen, ist indessen nicht angängig, da auch die Sterblichkeit der ehelichen Geburten zurückgegangen ist[2]). Die gesteigerte Sterblichkeit der folgenden Altersklassen der zweiten Periode besonders die der Altersklasse 1—2 gegenüber der der ersten Periode hat auch hier zweifelsohne ihren Grund in der stattgehabten Auslese unter den Kindern des ersten Lebensjahres. Mit diesen Erläuterungen, wonach die Ergebnisse wesentlich als die Wirkung verfehlter gesetzlicher Massnahmen zu betrachten sind, stimmen auch die neuesten Veröffentlichungen des kgl. bayerischen statistischen Bureaus[3]) überein, wonach Bayern in neuerer Zeit (man vergleiche die Perioden

1) Vergl. die Unehelichkeitsquote der Lebendgeborenen in G. v. Mayr, Statistik und Gesellschaftslehre II, S.197.

2) Generalbericht über die Sanitätsverwaltung im Königreich Bayern. München 1894 und 1901.

3) Statistisches Jahrbuch für das Königreich Bayern 6. Jahrgang 1901, S. 35 und 1899, S. 39.

1891/95 und 1896/1900 mit den vorhergehenden 1881/85 und 1886/90 neben einer geringen Abnahme der Sterblichkeit in dem ersten Lebensjahr vorzugsweise eine starke Abnahme der Sterblichkeit in den Altersklassen 1—2 bis 6—10 aufweist, die mit zunehmendem Alter geringer wird und in den höchsten Altersklassen sogar in das Gegenteil umschlägt. Für die neueste Zeit macht sich also auch in Bayern eine ähnliche Entwickelung bemerkbar wie wir sie bei den übrigen deutschen Staaten antrafen. Das späte Einsetzen dieser Entwickelung in Bayern findet seine Erklärung darin, dass die Menschen nur schwer so einschneidenden Neuerungen zugänglich sind. Sitte und Macht der Gewohnheit wirken anfänglich noch weit stärker als das Gesetz[1]). Es wäre erwünscht, dass bald die Berechnung einer Sterbetafel für Bayern die Periode 1891—1900 umfassend in Angriff genommen würde. Die aus ihr zu gewinnenden besonderen Sterblichkeitskoeffizienten würden zweifelsohne recht interessante genauere Ergebnisse über die Frage des Rückganges der Sterblichkeit in der letzten Zeit ergeben.

Wir wollen jetzt untersuchen, welche Wandlungen die Sterblichkeit in den übrigen europäischen Staaten, zunächst in England erfahren hat. Hier bietet sich uns ein äusserst scharf ausgeprägtes Bild über den Verlauf der Sterblichkeit in der letzten Hälfte des vorigen Jahrhunderts. Der allgemeine Sterblichkeitskoeffizient der stationär gedachten Bevölkerung betrug für beide Geschlechter in den einzelnen Perioden wie folgt:

	M.	W.
1838—1854	25.05	23.89
1871—1880	24.21	22.43
1881—1890	22.94	21.20

Demnach sank die Gesamtsterblichkeit in den betreffenden Perioden beständig und zwar stellte sich der Rückgang der Sterblichkeit der letzten im Vergleich zur ersten Periode auch hier für das männliche Geschlecht, wo er 8.44% der Sterblichkeit der Periode 1838—1854 betrug erheblich niedriger als für das weibliche Geschlecht, bei dem die Sterblichkeit um 11.2% zurückging. Beifolgende Tabelle, die aus den im Anhang wiedergegebenen Sterblichkeitskoeffizienten berechnet ist, zeigt uns, wie sich der Gesamtrückgang der Sterblichkeit auf die nach dem Geschlecht unterschiedenen Altersklassen verteilt.

---

1) Zu bedauern ist, dass eine von G. v. Mayr, dem verdienstvollen damaligen Leiter des kgl. bayer. statist. Bureaus, welchem wir eine technisch mustergültige Sterbetafel für die Jahre 1876/77 verdanken, — in Angriff genommene Sterbetafel für den Zeitraum 1867—80 nicht zur Ausführung gekommen ist, da der Plan unter dem Nachfolger nicht durchgeführt wurde; siehe Heft 37 und 38 der Beitr. z. St. d. Königreichs Bayern.

England[1]).

Zunahme (+) resp. Abnahme (—) der Sterblichkeit der Periode 1881/90 gegenüber der Periode 1838—1854, ausgedrückt in Prozenten der Sterblichkeit der Periode 1838—1854.

	M.	W.		M.	W.
0— 1	— 1.	— 2.	40— 45	— 1.0	— 16.4
1— 2	— 11.5	— 15.6	45— 50	+ 2.4	— 10 0
2— 3	— 33.3	— 35.5	50— 55	+ 4.2	+ 0.7
3— 4	— 35.4	— 37.6	55— 60	+ 6.9	+ 0
4— 5	— 36.0	— 38.2	60— 65	+ 11.1	+ 1.2
5—10	— 49.5	— 53.7	65— 70	+ 9.1	+ 2.5
10—15	— 60.0	— 66.0	70— 75	+ 6.5	+ 3.
15—20	— 40.0	— 40.9	75— 80	+ 6.6	+ 4.1
20—25	— 38.5	— 41.1	80— 85	+ 12.6	+ 5.9
25—30	— 24.8	— 30.8	85— 90	+ 16.	+ 9.
30—35	— 14.4	— 23.1	90— 95	+ 23.	+ 12.
35—40	— 6.8	— 19.1	95—100	+ 28.	+ 13.

Die Gesetzmässigkeit, die sich in diesen Zahlen ausspricht, ist so überzeugend und klar, dass wir uns kaum eine andere Uebersicht vorstellen können, wo das »Gesetz« über den Rückgang der Sterblichkeit in den einzelnen Altersklassen in den letzten 50 Jahren in England so überwältigend schön zum Ausdruck kommt. Die geringe Abnahme der Sterblichkeit in dem ersten Kindesalter wird von einer von Jahr zu Jahr bis zur Altersklasse 10—15 sich steigernden Sterblichkeitsabnahme abgelöst. Nach diesem Maximum des Rückganges der Sterblichkeit wird dieser geringer. Für das männliche Geschlecht ist die Differenz zwischen der Sterblichkeit der Periode 1838—54 und der Periode 1881—90 bei der Altersklasse 40—45 etwa gleich 0, bei dem weiblichen Geschlecht nimmt hingegen die Sterblichkeit noch weiter ab und erreicht das ursprüngliche Niveau etwa bei der Altersklasse 55—60. Nach diesen fixierten Grenzen findet ein Umschwung statt, indem die Sterblichkeit der Periode 1881—90 die der Periode 1838—54 überschreitet. Mit zunehmenden Altersklassen entfernt sich die Sterblichkeit der letzten Periode immer mehr von der der Anfangsperiode und zwar in ungünstigerem Sinne. Ihr Maximum erreicht sie sowohl für das männliche wie für das weibliche Geschlecht in den höchsten Altersklassen. Hierbei muss hervorgehoben werden, dass in den Altersklassen, in denen die Sterblichkeit abnimmt, sich der Rückgang der Sterblichkeit bei dem weiblichen Geschlecht ungleich schärfer ausgeprägt als bei dem männlichen Geschlecht und dass andererseits in den Altersklassen, in denen der Verlauf der Sterblichkeit die entgegengesetzte Tendenz

1) Vergl. G. v. Mayr, Statistik und Gesellschaftslehre II, S. 225. G. v. Mayr gelangt hier auf Grund einer anderen Betrachtung zu ganz ähnlichen Ergebnissen in bezug auf die Frage, wie sich der Rückgang der Sterblichkeit vollzog. Die Geschlechter sind hier nicht getrennt.

zeigt die Sterblichkeit der Periode 1881—1890 bei dem weiblichen Geschlecht bedeutend langsamer steigt als in den betreffenden Altersklassen für das männliche Geschlecht.

Ziehen wir die Periode 1871—80 zum Vergleich heran (siehe Tabellenwerk), so zeigt ein flüchtiger Blick auf diese, dass die Kindersterblichkeit des ersten Lebensjahres in dem letzten Dezennium 1881—90 ein wenig gestiegen ist und dass ferner für das männliche Geschlecht sich die Sterblichkeitsverhältnisse in den Altersklassen von 35—40 bis 55—60 in der letzten Periode erheblich gebessert haben. Im übrigen zeigt die Tabelle 1871—80, dass wir in den Phasen der Zu- resp. Abnahme der Sterblichkeit eine fortschreitende Entwickelung konstatieren können. Wir treffen also bei der Betrachtung der englischen Sterblichkeitsverhältnisse auf ähnliche Ergebnisse wie wir sie für Preussen fanden. Auch in England kommen die sanitären Fortschritte hauptsächlich den jüngeren und mittleren Lebensaltern zu gute, die an sich schon die grösste Lebenssekurität besitzen, während in den höheren Altersklassen in Preussen ein Sinken des Rückganges der Sterblichkeit in England hingegen eine Zunahme der Sterblichkeit sich deutlich bemerkbar macht. In beiden Ländern lässt sich also in den höheren Altersklassen eine rückläufige Bewegung der Sterblichkeit konstatieren. Das weibliche Geschlecht hat auch hier den bedeutendsten Anteil an dem Rückgang der Gesamtsterblichkeit.

An die englischen Ergebnisse wollen wir jetzt die Mortalitätsverhältnisse in der Schweiz anreihen. Es kann sich hierbei nur um die Perioden 1876—81 und 1881—88 handeln, da wir für frühere Zeiten leider keine vergleichungsfähigen Sterbetafeln besitzen. Für diese beiden Perioden gestaltete sich nun die Gesamtsterblichkeit folgendermassen:

	M.	W.
1876—81	24.64	23.14
1881—88	23.12	21.90

Der allgemeine Sterblichkeitskoeffizient der stationär gedachten Bevölkerung ging also von 24.64 resp. 23.14 auf 23.12 resp. 21.90 zurück oder, in Prozenten ausgedrückt, betrug der Rückgang der Sterblichkeit für das männliche Geschlecht 6.17% für das weibliche hingegen nur 5.36% der Sterblichkeit der ersten Periode. Wir sehen also, dass hier im Gegensatz zu den bisher besprochenen Ländern der Anteil des männlichen Geschlechtes an dem Rückgang der Sterblichkeit ein höherer ist als der des weiblichen Geschlechtes. Der Rückgang der Sterblichkeit ergriff fast alle Altersklassen. Vornehmlich kamen auch hier die mittleren und die jüngeren Altersklassen in Betracht. Das Maximum des Rückganges der Sterblichkeit fällt für beide Geschlechter in die Altersklassen 4—5 und 5—10, darauf wird die Sterblichkeitsabnahme geringer, doch bleibt sie bis zur Altersklasse 30—35 für beide Ge-

schlechter noch ziemlich hoch (10% resp. 7% der Sterblichkeit der Periode 1876—81). In den höheren Altersklassen wird auch hier die Sterblichkeitsabnahme fortgesetzt geringer. Auffallend ist bei der Schweiz der recht erhebliche Rückgang der Sterblichkeit im ersten Lebensjahr, dieser beträgt für das männliche und weibliche Geschlecht etwa 14% der Sterblichkeit der Periode 1876—1881 (siehe die Tabellen im Anhang).

Die Ursachen dieser Erscheinung scheinen in den lokalen Verhältnissen der Schweiz grösstenteils zu liegen. Es ist nämlich zweifellos, dass mit fortschreitender Kultur auch die früher oft nur schwer zugängliche Schweiz sehr aus ihrer isolierten Lage herausgerückt ist; die modernen Verkehrswege durchziehen von Jahr zu Jahr in steigendem Masse das Land und erleichtern den Verkehr der Bewohner mit einander. Naturgemäss hat diese Entwickelung für das körperliche Wohl der Bewohner eine hohe Bedeutung, da durch die Ausbreitung des Verkehrs die Bevölkerung der Schweiz in die Lage gesetzt ist, schnelle ärztliche Hilfe, die gerade bei Kinderkrankheiten oft dringend nötig ist, in viel stärkerem Masse, als es früher möglich war, in Anspruch zu nehmen. In dem gebirgigen Terrain der Schweiz muss also die Entwickelung der Verkehrswege, die in den europäischen Kulturstaaten meistens bis zu einem gewissen Abschluss gelangt ist, notwendigerweise die intensiveste Wirkung auf die Gesundung der Bevölkerung hervorrufen.

Untersuchen wir jetzt, wie sich die Mortalitätsverhältnisse in Frankreich während des letzten halben Jahrhunderts gestalteten! Zu diesem Zwecke stehen uns die Ergebnisse aus fünf Sterbetafeln zur Verfügung. Trotz dieses grossen Materials ist gerade für Frankreich die grösste Vorsicht unbedingt geboten. Zunächst ist es notwendig, die Koeffizienten der Periode 1840—1859 von der Betrachtung auszuschliessen, da sie, wie Becker darlegt[1]), für mehrere Altersklassen mit erheblichen Fehlern behaftet sind und zudem wenig vergleichungsfähig sind mit den übrigen Koeffizienten, die auf Grund von Sterbetafeln für kürzere Zeiträume berechnet sind. Was nun diese Sterbetafeln anlangt, so hat man besonders darauf acht zu geben, ob die den Tafeln zur Grundlage dienenden Jahre durch eine ausnahmsweise günstige oder ungünstige Sterblichkeit ausgezeichnet sind. Ist dieses der Fall, so sind die Ergebnisse als solche zu betrachten die ein mehr oder weniger entstelltes Bild der Sterblichkeit jener Epoche geben. Es darf nun als feststehend gelten[2]), dass die Sterbetafeln für die Perioden 1861—65, 1877—1881 und

1) Statistische Nachrichten über das Grossherzogtum Oldenburg. Oldenburg 1870. XI. Heft. (Die Koeffizienten sind im Anhang wiedergegeben, da auch Becker sie trotz der ihnen anhaftenden Mängel in seiner Zusammenstellung von Sterblichkeitskoeffizienten anführt.)

2) Vergl. die unter Literatur angegebenen Bände der Statistique de la France.

1882—86 ziemlich getreu die wirklichen Verhältnisse jener Zeiträume zum Ausdruck bringen, von der Sterbetafel 1890—92 lässt sich dagegen dieses nicht behaupten, da die Sterblichkeit der Jahre 1890—92 sehr von der Durchschnittssterblichkeit in Frankreich zu Ende des Jahrhunderts und zwar in ungünstigem Sinne abweicht[1]). Infolgedessen dürfte der konstatierte Rückgang der Sterblichkeit ein wenig hinter dem wirklichen Rückgang der Sterblichkeit in Frankreich zurückbleiben. Doch gehen wir jetzt zu den Ergebnissen selbst über! In Frankreich betrug der allgemeine Sterblichkeitskoeffizient der stationär gedachten Bevölkerung für die einzelnen Perioden:

	M.	W.
1861—65	25.63	24.65
1877—81	24.48	23.02
1882—86	24.04	22.53
1890—92	24.01	22.37

Es ergibt sich also, dass die Sterblichkeit sowohl für das männliche als auch für das weibliche Geschlecht ständig sinkt und zwar beträgt der Rückgang der Sterblichkeit für das männliche Geschlecht 6.3%, für das weibliche Geschlecht 9.3%. Würden wir die Periode 1840—59 als Ausgangspunkt wählen, so erhielten wir auf Grund der im Anhang wiedergegebenen Koeffizienten annähernd dieselben Ergebnisse. Den Rückgang der Sterblichkeit in Frankreich während der letzten 30 Jahre bringt am besten die folgende Tabelle zur Darstellung.

Zunahme (+) resp. Abnahme (—) der Sterblichkeit der Periode 1890—92 gegenüber der Periode 1861—65 ausgedrückt in Prozenten der Sterblichkeit der Periode 1861—65.

	M.	W.		M.	W.
0— 1	— 14.4[2])	— 16.2[2])	35—40	+ 18.4	— 6.6
1— 2			40—45	+ 17.4	— 1.
2— 3	— 24.1	— 26.4	45—50	+ 14.6	± 0.
3— 4			50—55	+ 10.3	+ 0.3
4— 5			55—60	+ 12.	+ 2.4
5—10	— 28.0	— 26.3	60—65	+ 9.9	+ 4.8
10—15	— 26.7	— 35.4	65—70	+ 11.1	+ 6.5
15—20	— 29.1	— 7.9	70—75	+ 18.4	+ 4.3
20—25	— 12.1	— 23.2	75—80	+ 8.9	+ 3.8
25—30	— 4.	— 10.1	80—85	— 0.3	— 1.
30—35	+ 12.5	— 7.8	85—90	— 3.5	— 5.

1) C. Ballod, Die mittlere Lebensdauer in Stadt und Land. S. 24.

2) Vergl. Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik Bd. 25 (1875) S. 212 und C. Ballod, Die Lebensfähigkeit der städtischen und ländlichen Bevölkerung S. 34 und 35 oben. Dieser in der Altersklasse 0—1 angegebene Prozentsatz, der sich ergibt, wenn man die von Bertillon berechnete Sterbetafel zu Grunde legt, ist viel zu hoch; da Bertillon in der Tafel 1861—65 nicht von den Geborenen ausgeht, sondern von den im ersten Lebensjahr stehenden nach der Volkszählung. Diese sind aber bekanntlich für die ersten Lebensalter höchst unvollständig. Bei

Aus dieser Tabelle geht deutlich hervor, dass in Frankreich besonders die Altersklassen 1—5 bis 20—25 eine starke Abnahme der Sterblichkeit erfahren haben. Nach der Altersklasse 20—25 wird der Abstand der Sterblichkeit der beiden Perioden geringer; mit der Altersklasse 30—35 tritt für das männliche Geschlecht und mit der Altersklasse 50—55 für das weibliche Geschlecht der Umschwung ein. Die Sterblichkeit der Periode 1890—92 wird grösser als die der Periode 1861—65. In den höheren Altersklassen spricht sich deutlich die Tendenz einer steigenden Sterblichkeit der Periode 1890—92 gegenüber der Periode 1861—65 aus. In der höchsten Altersklasse 85—90 ist die Sterblichkeit der Periode 1890—92 wieder geringer als die der Periode 1861—65. Erheblich ist dieser Rückgang jedoch nicht. Der verhältnismässig beträchtliche Rückgang der Sterblichkeit im ersten Lebensjahre ist nur ein scheinbarer, de facto ist derselbe nur gering (siehe S. 50 Anmerkung 2), er beträgt für das männliche Geschlecht 3,2% für das weibliche 5,1% der Sterblichkeit der Periode 1861—65.

Der Rückgang der Sterblichkeit im ersten Lebensjahr verschwindet, ja kehrt sich in das Gegenteil, wenn wir die Periode 1840—59 zum Vergleich heranziehen (siehe Tabelle im Anhang). Für die übrigen Altersklassen zeigt hingegen diese Periode fast ausnahmslos sowohl für das männliche wie für das weibliche Geschlecht höhere Sterblichkeitskoeffizienten als die Periode 1861—65. Deshalb erscheint der oben für eine Reihe von Altersklassen konstatierte Rückgang der Sterblichkeit verschärft, während die Zunahme der Sterblichkeit in den Altersklassen, in denen wir eine solche beobachteten, als ein wenig zu hoch erscheint. Die oben (S. 50) angegebene Tabelle lässt die Frage offen: Wie vollzog sich in Frankreich der Rückgang der Sterblichkeit? Ueber diese Frage geben die im Anhang wiedergegebenen Tabellen der Periode 1877—81 und 1882—1886 Aufschluss. Die erstere lehrt, dass in dem Zeitraum 1877—81 die Kindersterblichkeit des ersten Lebensjahres ein wenig gestiegen ist (es wird hier die korrigierte Sterbeziffer des ersten Lebensjahres für die Periode 1861—65 (siehe S. 50 Anmerkung 2) zu Grunde gelegt). In den hierauf folgenden Altersklassen bis zur Altersklasse 20—25 tritt der Rückgang der Sterblichkeit für beide Geschlechter klar hervor. Die darauf folgenden Altersklassen lassen deutlich eine Steigerung der Sterblichkeit gegenüber der Periode 1861—65 erkennen. Diese Zunahme der Sterblichkeit dauert für das männliche

einem direkten Vergleich der Geborenen mit den im ersten Lebensjahr Verstorbenen bekommt man eine um etwa 10% niedere Ziffer der Gestorbenen. Berücksichtigt man diesen Umstand, so erhält man für das männliche Geschlecht statt 252.3 die Sterbeziffer 223.1 des ersten Lebensjahres. Für das weibliche Geschlecht statt 209.5 die Zahl 185.9. Legt man diese Zahlen den Betrachtungen zu grunde, so beträgt der Rückgang der Sterblichkeit im 1. Lebensjahr für das männliche Geschlecht **3.2**%, für das weibliche Geschlecht **5.1**% der Sterblichkeit der Periode 1861—65.

Geschlecht bis zur Altersklasse 70—75, für das weibliche hingegen nur bis zur Altersklasse 45—50. Hierauf tritt für beide Geschlechter wiederum ein Rückgang der Sterblichkeit ein, der bis in die höchsten Altersklassen anhält. In der folgenden Periode 1882—86 nimmt die Entwickelung einen anderen Gang, als es die Ergebnisse der Periode 1861—65 und 1877—81 erwarten liessen. Die Sterblichkeit im ersten Lebensjahr nimmt im Vergleich zur Periode 1877—81 ab, die Sterblichkeit der folgenden Altersklassen bis zur Altersklasse 10—15 im allgemeinen für beide Geschlechter, wenn auch nur wenig, zu. Hierauf sinkt die Sterblichkeit für beide Geschlechter bis zur Altersklasse 25—30, dann tritt wieder eine Steigerung der Sterblichkeit bis zur Altersklasse 65—70 ein und zwar für beide Geschlechter, worauf ein erneutes Sinken der Sterblichkeit eintritt, das bis in die höchsten Altersklassen dauert. Die Periode 1890—92 zeigt nun gegenüber der Periode 1882—86 eine Steigerung der Sterblichkeit im ersten Lebensjahr, in den darauf folgenden Altersklassen tritt jedoch die Tendenz einer stetigen Sterblichkeitsabnahme hervor. Mit der Altersklasse 50—55 für das männliche und 55—60 für das weibliche Geschlecht beginnt dann ein abermaliges Wachsen der Sterblichkeitskoeffizienten, das bis in die höchsten Alter reicht.

Das Resümee obiger Darlegungen über den zeitlichen Verlauf der Sterblichkeit in Frankreich in den verschiedenen Altersklassen lässt sich dahin formulieren: »Eine gewisse Gesetzmässigkeit, nach welchem die Sterblichkeit in den einzelnen Altersklassen und in den verschiedenen Zeitabschnitten verlief, gibt es nicht. Doch lässt sich aus Obigem klar ersehen, dass besonders die Kindersterblichkeit des ersten Lebensjahres starken Schwankungen in dem ganzen Zeitraum unterlag. Am geringsten waren die Schwankungen in den darauf folgenden Altersklassen etwa bis zur Altersklasse 20—25. Hier tritt deutlich die Tendenz einer fortschreitenden Erniedrigung der Sterblichkeitsquote hervor. In den höheren Altersklassen werden die Schwankungen immer grösser und erreichen in den höchsten Altersklassen, dort, wo nur wenig Menschen am Leben sind, naturgemäss auch ihr Maximum. Die gewonnenen Ergebnisse würden bedeutend an Sicherheit gewinnen, wenn die gewählten Zeiträume länger wären. Es liesse sich dann auch wahrscheinlich ein weit schärferes Urteil fällen über das »Wie« des Verlaufes der Sterblichkeit in den verschiedenen Altersklassen zu den verschiedenen Zeitabschnitten. Das uns zur Verfügung stehende Material lässt jedoch weitere Schlussfolgerungen nicht zu.

Wenn wir nun schliesslich die auf S. 50 wiedergegebene Tabelle mit der entsprechenden für England vergleichen, so finden wir eine auffallende Uebereinstimmung in dem Rückgang der Sterblichkeit in beiden Staaten. Sowohl in Frankreich wie in England wird ein geringer Rückgang der Sterblichkeit in dem ersten Lebensjahr von einer an-

fangs stark anschwellenden dann schwächer werdenden Abnahme der Sterblichkeit in den folgenden Altersklassen abgelöst. Mit der Altersklasse 30—35 für das männliche und 50—55 für das weibliche Geschlecht tritt in Frankreich der Umschwung ein und statt früheren Rückganges macht sich jetzt eine Zunahme der Sterblichkeit gegenüber früher bemerkbar. In England haben wir dieselbe Erscheinung einige Altersklassen später; hier tritt die Wendung mit der Altersklasse 40—45 für das männliche und 50—55 für das weibliche Geschlecht ein. Nur in den höchsten Altersklassen scheint ein Unterschied zwischen beiden Ländern darin zu bestehen, dass die französische Tafel für 1890—92 für diese Altersklassen einen wenn auch nur unerheblichen Rückgang der Sterblichkeit erkennen lässt; während in England der Prozentsatz der Sterblichkeitszunahme beständig wächst. Doch kann diese Differenz der Ergebnisse beider Länder nur eine zufällige sein, da bei der schwachen Besetzung der oberen Altersklassen und bei einer dreijährigen Periode, wie sie der französischen Tafel zu Grunde liegt, leicht derartige Abweichungen vorkommen können.

In Italien nahmen die Sterblichkeitsverhältnisse einen ähnlichen Verlauf wie in Frankreich und England. Die Tabellen, die uns zur Untersuchung der Frage nach dem Rückgang der Sterblichkeit in Italien dienten, sind von Bodio berechnet und umfassen drei sich aneinander anschliessende Zeiträume. Ihre Konstruktion ist nicht ganz einwandsfrei, da Bodio bis zum Alter 60 für die Berechnung der Ueberlebenden der einzelnen Altersklassen statt der Sterbenswahrscheinlichkeiten die Sterblichkeitskoefffzienten benutzt[1]). Der durch die Berechnung involvierte Fehler ist allerdings nicht sehr erheblich, er beträgt etwa 1 bis $1^1/_4$% der Ueberlebenden[2]). Für unsere Untersuchungen, bei denen es sich darum handelt, die Ergebnisse desselben Staates zu vergleichen, fällt er überhaupt nicht ins Gewicht. Für internationale Vergleiche, die natürlich die im Anhang wiedergegebenen Tabellen ebenfalls zulassen, hat man jedoch hierauf acht zu geben. Ein fernerer Mangel der Bodio'schen Tafeln besteht darin, dass die Geschlechter nicht getrennt sind. Aus dem beigefügten Tabellenwerk folgt nun, dass in Italien der allgemeine Sterblichkeitskoeffizient der stationär gedachten Bevölkerung für beide Geschlechter folgende Wandlungen durchmachte. Er betrug:

1872—81	(für beide	Geschlechter	zus.)	29.82
1882—91	»	»	»	26.90
1892—94	»	»	»	25.48

1) Bulletin de l' Institut international de statistique Tome X. 1. Lieferung. Rome 97. S. 69 u. f.

2) C. Ballod, Die Lebensfähigkeit der städtischen und ländlichen Bevölkerung S. 33.

Die Sterblichkeit ist also in dem ganzen betrachteten Zeitraum recht erheblich zurückgegangen und zwar ist der allgemeine Sterblichkeitskoeffizient von 29,82 auf 25,48 gesunken d. h. um 14,6% des Sterblichkeitskoeffizienten der Periode 1872—81. Auf die einzelnen Altersklassen verteilt sich der Rückgang der Sterblichkeit folgendermassen:

Zunahme (+) resp. Abnahme (—) der Sterblichkeit der Periode 1892—94 gegenüber der Periode 1872—81 ausgedrückt in Prozenten der Sterblichkeit der Periode 1872—81.

	beide Geschlechter		beide Geschlechter
0— 1	— 15.0	35—40	— 28.2
1— 2	— 22.9	40—45	— 25.2
2— 3	— 24.2	45—50	— 25.3
3— 4	— 26.0	50—55	— 20.0
4— 5	— 31.7	55—60	— 19.7
5—10	— 26.0	60—65	— 7.5
10—15	— 25.7	65—70	— 1.
15—20	— 21.5	70—75	+ 12.4
20—25	— 24.7	75—80	+ 10.1
25—30	— 24.6	80—85	+ 34.
30—35	— 25.2	85—90	+ 43.

Dem geringeren Rückgang der Kindersterblichkeit im ersten Lebensalter folgt ein erhöhter Rückgang der Sterblichkeit in den folgenden Altersklassen, der sich bis zu der Altersklasse 55—60 auf ziemlich gleicher Höhe hält. Der grösste Rückgang der Sterblichkeit fällt in die Altersklasse 4—5. In der Altersklasse 60—65 tritt deutlich das Sinken des Rückganges der Sterblichkeit hervor. Eine Steigerung der Sterblichkeit, die recht beträchtlich ist, beginnt mit der Altersklasse 70—75. Die grösste Zunahme der Sterblichkeit finden wir für die höchsten Altersklassen 80—85 und 85—90.

Wenn wir nun den Rückgang der Sterblichkeit in den einzelnen Zeitabschnitten verfolgen, so sehen wir, dass die Sterblichkeit der Periode 1882—91 (siehe Anhang) für sämtliche Altersklassen bis 70—75 niedriger ist als die der Periode 1872—81. In der Altersklasse 75—80 und in den darauf folgenden Altersklassen nimmt hingegen die Sterblichkeit der zweiten Periode in steigendem Masse gegenüber der der ersten Periode zu. Dieselbe Entwickelung zeigt ein Vergleich der Ergebnisse für die Periode 1892—94 und für die Periode 1882—91. Nur setzt hier die Sterblichkeitszunahme schon bei der Altersklasse 65—70 ein, darauf ebenfalls bis in die höchsten Altersklassen steigend. Die italienischen Sterbetafeln, von denen die letzte leider nur einen dreijährigen Zeitraum umspannt, tun zur Evidenz dar, dass alle Fortschritte der Medizin und alle sanitären Verbesserungen zur Hebung des Volkswohles fast ausschliesslich den jüngeren und mittleren Altersklassen zu gute gekommen sind, während der Anteil der Kinder des ersten Lebensjahres am Sterblichkeitsrückgang weniger bedeutend ist. Die höchsten Altersklassen haben indessen eine zum Teil recht beträchtliche Ver-

schlechterung der gesundheitlichen Verhältnisse erfahren.

Ein recht spärliches Material besitzen wir für Oesterreich. Ausser einer Sterbetafel, die nach der Hermann'schen Methode für den Zeitraum 1856—65 berechnet ist und die deshalb etwa nur für die ersten 10 Lebensjahre zutreffende Ergebnisse liefert, enthält die offizielle österreichische Statistik keine Sterbetafel. Die Tafeln für die Zeiträume 1865—75 und 1881—90 mussten deshalb nicht amtlichen Berichten entnommen werden (siehe die Anmerkungen im Anhang). Da die von Ballod berechnete Tafel für 1881—90 eine abgekürzte ist, so mussten die Sterblichkeitskoeffizienten entsprechend dem Material für grössere Altersklassen als es bisher geschah, berechnet werden. Ich lasse die Ergebnisse, die aus den angeführten Tafeln gewonnen sind, hier folgen.

In Oesterreich betrug der allgemeine Sterblichkeitskoeffizient 1865 bis 1875 für das männliche Geschlecht 32,94 für das weibliche Geschlecht 30,26. Die entsprechenden Koeffizienten für die Periode 1881 bis 1890 waren 30,52 und 28,35 d. h. der Rückgang der Sterblichkeit stellte sich für das männliche Geschlecht auf 7,3% für das weibliche auf 6,3% der Sterblichkeit der Periode 1865—1875. Wie in der Schweiz hat auch hier das männliche Geschlecht den grösseren Anteil an dem Rückgang der Sterblichkeit aufzuweisen. Die folgende Tabelle zeigt, auf welche Altersklassen der Rückgang der Sterblichkeit entfällt.

Die Zunahme (+) resp. Abnahme (—) der Sterblichkeit der Periode 1881—90 gegenüber der Periode 1865—75, ausgedrückt in Prozenten der Sterblichkeit der Periode 1865—1875.

	M.	W.		M.	W.
0— 1	— 2.4	— 2.3	30—35	— 18.0	— 15.8
1— 5	— 7.4	— 4.8	35—40		
5—10	— 11.8	— 8.8	40—45	— 14.0	— 16.3
10—15	— 20.0	— 7.8	45—50		
15—20			50—55	— 13.2	— 14.3
20—25	— 20.3	— 11.5	55—60		
25—30			60—ω	— 7.8	— 13.5

In allen Altersklassen ist also in Oesterreich die Sterblichkeit zurückgegangen, am geringsten ist der Rückgang der Sterblichkeit im ersten Lebensalter. In den folgenden Altersklassen steigt er beim männlichen Geschlecht fortgesetzt und erreicht das Maximum in den Altersklassen 20—30. Auch beim weiblichen Geschlecht macht sich eine steigende Tendenz des Rückganges der Sterblichkeit bemerkbar. Das Maximum wird in der Altersklasse 40—50 erreicht. In den höchsten Altersklassen wird der Prozentsatz des Rückganges der Sterblichkeit wieder geringer.

Dieses Ergebnis wird durch die Ergebnisse der Tabelle 1856—65 in der Richtung verschoben, dass der Rückgang der Sterblichkeit in der ersten Altersklasse und in der Altersklasse 1—5 sich höher stellt als die obige Tabelle angibt, während der Prozentsatz der Altersklasse 5—10 sich erheblich niedriger stellen würde.

Trotz vielfacher Abweichungen im einzelnen von den bisher besprochenen Ländern zeigen auch die österreichischen Mortalitätsverhältnisse, dass die Sterblichkeit besonders in den jüngeren und mittleren Lebensaltern zurückgegangen ist, während das jüngste Kindesalter nach obiger Tabelle den geringsten Rückgang der Sterblichkeit erkennen lässt. Für die höchste Altersklasse tritt der Rückgang der Sterblichkeit verglichen mit den Nachbarwerten weniger deutlich hervor. Die höhere Ziffer für das weibliche Geschlecht in der höchsten Altersklasse (60—65) deutet darauf, dass die für Preussen, England und Frankreich konstatierte intensivere Abnahme des Rückganges der Sterblichkeit resp. grössere Zunahme der Sterblichkeit des männlichen Geschlechtes in den höheren Altersklassen auch für Oesterreich zutrifft.

Für die Niederlande sind im Anhang die aus den Sterbetafeln für die Zeiträume 1850—59, 1870—79 und 1880—89 berechneten Sterblichkeitskoeffizienten wiedergegeben. Es betrug der allgemeine Sterblichkeitskoeffizient der stationär gedachten Bevölkerung für die einzelnen Perioden:

	M.	W.
1850—59	27.47	26.19
1870—79	26.04	24.60
1880—89	23.57	22.22

Die Sterblichkeit ist also kontinuierlich gesunken. Der Gesamtrückgang der Sterblichkeit betrug für das männliche Geschlecht (in dem Zeitraum von 1850—59 bis 1880—89) 14.2%, für das weibliche Geschlecht 15.2% der Sterblichkeit der Periode 1850—59. Auf die einzelnen Altersklassen verteilt sich der Gesamtrückgang der Sterblichkeit gemäss den in der folgenden Tabelle angegebenen Prozentsätzen.

Der Rückgang (—) resp. die Zunahme (+) der Sterblichkeit der Periode 1880—89 gegenüber der Periode 1850—59 ausgedrückt in Prozenten der Sterblichkeit der Periode 1850—59.

	M.	W.		M.	W.
0— 1	— 6 6	— 9.8	40— 45	— 29.3	— 28.0
1— 2	— 21,2	— 21.9	45— 50	— 26.1	— 26.4
2— 3	— 36.0	— 36.8	50— 55	— 31.7	— 31.6
3— 4	— 29.0	— 31.7	55— 50	— 23.8	— 26.8
4— 5	— 30.9	— 30 6	60— 65	— 19.0	— 24.0
5—10	— 35.7	— 39.4	65— 70	— 20.3	— 23.9
10—15	— 34.1	— 35.1	70— 75	— 14.7	— 19.8
15—20	— 23.1	— 26.5	75— 80	— 11.5	— 15.2
20—25	— 27.0	— 26.3	80— 85	— 16.0	— 17.2
25—30	— 30 4	— 29.5	85— 90	— 9.1	— 5.1
30—35	— 33.6	— 32.3	90— 95	+ 6.6	+ 15.9
35—40	— 27.4	— 28.0	95—100		

Die Tabelle zeigt wenig Abweichungen von den bisher besprochenen. Geringer Rückgang der Sterblichkeit im ersten Lebensalter ist auch hier begleitet von einem stärkeren Sinken der Sterblichkeit in den folgenden Altersklassen. Die jüngeren und mittleren Altersklassen

partizipieren in erheblichstem Masse an dem Rückgang der Sterblichkeit. Nach der Altersklasse 65—70 erscheint der Rückgang der Sterblichkeit fortgesetzt besonders bei dem männlichen Geschlecht stark abgeschwächt. In der höchsten Altersklasse ist eine Zunahme der Sterblichkeit der Periode 1880—89 gegenüber der Periode 1850—59 zu verzeichnen.

Der Rückgang der Sterblichkeit vollzog sich in der Weise (siehe Anhang), dass in der Periode 1870—79 sich zunächst die Kindersterblichkeit des ersten Lebensjahres erhöht, während in den sämtlichen übrigen mit Ausnahme der beiden höchsten Altersklassen die Sterblichkeit für beide Geschlechter erheblich zurückgeht. Der Rückgang der Sterblichkeit in den jüngeren und mittleren Altersklassen nimmt in der folgenden Periode 1880—89 ungeschwächt seinen Fortgang; zugleich aber erfährt besonders die Sterblichkeit im ersten Lebensalter einen starken Rückgang, während die höchsten Altersklassen nur geringe Unterschiede gegenüber der Periode 1870—79 erkennen lassen.

An die niederländischen Ergebnisse wollen wir unmittelbar die analogen belgischen anreihen. Die älteren Sterbetafeln, die für Belgien konstruiert sind, entstammen der Zeit, wo der geniale Quetelet die ersten modernen Volkszählungen in Belgien leitete. Die von ihm berechneten Sterbetafeln spiegeln die Sterblichkeit der Perioden 1841 bis 1850 und 1851—60 wieder. Sie basieren auf den mit Hilfe der Geburts- und Sterberegister berichtigten Volkszählungen und den Gestorbenen der entsprechenden Zeiträume. Die bei der Konstruktion der Sterbetafeln angewandte Rechnungsmethode ist nicht immer ganz korrekt, da statt der Sterbenswahrscheinlichkeiten die Sterblichkeitskoeffizienten zur Ermittelung der Ueberlebenden dienten [1]). Doch sind die Fehler nicht erheblich. In der Folgezeit macht sich leider in Belgien ein gewisser Quietismus in der Konstruktion von Sterbetafeln breit, so dass wir für die Dezennien nach 1860 keine Sterbetafel besitzen. In neuester Zeit hat man jedoch in Hinsicht auf die hohe Bedeutung solcher Tafeln wiederum eine Sterbetafel berechnet. Leclerc gebührt das Verdienst für den Zeitraum 1881—90 drei nach verschiedenen Methoden berechnete Sterbetafeln aufgestellt zu haben; von denen ich die dritte nach der Eulerschen Formel berechnete Sterbetafel meiner Arbeit zu Grunde gelegt habe, da diese in Hinsicht auf die belgische Bevölkerungsbewegung durchaus geeignet erscheint [2]). Sämtliche drei Tafeln beruhen auf der Geburts- und Todesfallstatistik in Belgien während 1881—90 und auf den Volkszählungen 1880 und

1) Zeitschrift des königl. preuss. statist. Bureaus, Jahrgang 1869, S. 134 und Bulletin de la Commission Centrale de Statistique. Bruxelles 1897. Tome XVII, S. 8 und 9.

2) Bulletin de la Commission Centrale de Statistique. Bruxelles 1897. Tome 17. S. 45.

1890. Der Rückgang der Sterblichkeit vollzog sich nun wie folgt. Der allgemeine Sterblichkeitskoeffizient betrug:

	M.	W.
1851—60	26.74	25.69
1881—90	22.69	21.33

Er sank mithin von 26.74 auf 22.69 für das männliche Geschlecht und von 25.69 auf 21.33 für das weibliche Geschlecht; in Prozenten ausgedrückt bedeuten diese Zahlen ein Sinken der Sterblichkeit um 15.1% für das männliche und um 16.9% für das weibliche Geschlecht. Ziehen wir die Ergebnisse der Periode 1841—50 zum Vergleich heran; so verringert sich dieser Prozentsatz von 15.1% auf 13.5% für das männliche und von 16.9% auf 15.3% für das weibliche Geschlecht. Das Sinken der Sterblichkeit des Zeitraumes 1851—60 gegenüber 1881 bis 1890 in den einzelnen Altersklassen erhellt aus folgender Tabelle.

Zunahme (+) resp. Abnahme (—) der Sterblichkeit der Periode 1881—90 gegenüber der Periode 1851—60, ausgedrückt in Prozenten der Sterblichkeit der Periode 1851—60.

	M.	W.		M.	W.
0— 1	+ 7.5	+ 8.	40— 45	— 35.5	— 42.4
1— 2	— 23.8	— 24.	45— 50	— 26.3	— 49.5
2— 3	— 35.4	— 37.	50— 55	— 12.6	— 39.
3— 4	— 33.6	— 42.	55— 60	— 12.4	— 12.3
4— 5	— 40.9	— 45.	60— 65	— 27.1	— 6.6
5—10	— 48.9	— 52.6	65— 70	— 25.4	— 21.
10—15	— 44.9	— 30.8	70— 75	— 16.4	— 27.1
15—20	— 38.8	— 41.9	75— 80	— 2.5	— 6.9
20—25	— 35.4	— 49.3	80— 85	+ 19.8	+ 14.6
25—30	— 46.2	— 33.3	85— 90	+ 13.7	+ 19.7
30—35	— 49.	— 42.1	90— 95	+ 43.7	+ 22.6
35—40	— 45.	— 45.5	95—100	— 4.	+ 12.7

Aus der Tabelle geht klar hervor, dass die Kindersterblichkeit im ersten Lebensalter ein wenig in der letzten Periode 1881—90 zugenommen hat. Die Sterblichkeit in den höchsten Altersklassen zeigt eine steigende Tendenz. Die Zunahme der Sterblichkeit ist auch hier bei dem weiblichen Geschlecht weniger intensiv als bei dem männlichen Geschlecht. Bemerkenswert ist besonders der grosse Rückgang der Sterblichkeit in den jüngeren und mittleren Altersklassen, am stärksten ist dieser bei dem männlichen Geschlecht in den Altersklassen von 1—2 bis 40—45 und bei dem weiblichen Geschlecht von der Altersklasse 1—2 bis zur Altersklasse 50—55. Hätten wir die Koeffizienten für die Zeiträume 1841—50 und 1881—90 mit einander verglichen, so würde das in der letzten Tabelle wiedergegebene Ergebnis in der Weise sich ändern, dass der sehr starke Rückgang der Sterblichkeit in den jüngeren und mittleren Altersklassen im allgemeinen für beide Geschlechter geringer würde. Eine Ausnahme hiervon machen besonders die Altersklassen 1—2 und 10—15, in denen der Rückgang der Sterblichkeit

noch weit erheblicher anschwellen würde, als ihn die Tabelle zum Ausdruck bringt. In den beiden höchsten Altersklassen würde hingegen die Zunahme der Sterblichkeit eine ungleich höhere sein, als die Tabelle hier angibt. An den Ergebnissen für Belgien ist die Wandlung, die die Sterblichkeit in der ersten Altersklasse erfahren hat, besonders interessant. Die Tatsache, dass neben einem grossen Rückgang der Sterblichkeit in den jüngeren und mittleren Altersklassen die Sterblichkeit in der ersten Altersklasse zugenommen hat, ist eine so auffallende, dass sie noch einer näheren Erläuterung bedarf. Wir sahen bereits früher bei Besprechung des Rückganges der Sterblichkeit in Preussen, dass die Entziehung der Mutterbrust ein Faktor ist, der die Kindersterblichkeit stark erhöht. Bei derselben Betrachtung fanden wir auch, dass diese ungünstige Erscheinung sich in hohem Masse in Industriegebieten findet, weil hier die Mütter oft längere Zeit von ihren Kindern getrennt sind und nur zu leicht ihre Mutterpflicht verletzen. Die Wirkung dieses Faktors ist, wie dieses besonders Belgien zeigt, so intensiv, dass trotz aller sanitären Fortschritte die Sterblichkeit im ersten Kindesalter statt einer Besserung gegenüber früher sogar noch eine Verschlechterung erfahren hat. Hieraus erklärt sich hauptsächlich die Erscheinung, dass in demselben Zeitraume, in dem die Sterblichkeit im ersten Lebensalter in den Niederlanden, wo dieser den Rückgang der Sterblichkeit hemmende Faktor naturgemäss eine geringere Wirkung ausübt, um 6.6% für das männliche und 9.8% (der Sterblichkeit der früheren Periode) für das weibliche Geschlecht zurückging, diese in Belgien eine Zunahme von 7.5% resp. 8% der Sterblichkeit der Periode 1851—60 erfuhr.

Es erübrigt, die drei nordischen Reiche Norwegen, Schweden und Dänemark in Bezug auf ihre Sterblichkeitsverhältnisse, zu untersuchen. Beginnen wir mit Norwegen! In diesem Lande betrug der allgemeine Sterblichkeitskoeffizient der stationär gedachten Bevölkerung in den folgenden Perioden für die beiden Geschlechter:

	M.	W.
1856—65	21.10	20.02
1871—1881	20.69	19.49
1881/82—1890/91	20.52	19.53

Demnach sank der Sterblichkeitskoeffizient von 21.10 auf 20.52 für das männliche und von 20.02 auf 19.53 für das weibliche Geschlecht, oder die Sterblichkeit ging in dem Gesamtzeitraum um 2.75% (der Sterblichkeit 1856—65) für das männliche und um 2.45% (der Sterblichkeit 1856—65) für das weibliche Geschlecht zurück. Der Rückgang vollzog sich für das männliche Geschlecht kontinuierlich, für das weibliche Geschlecht ist hingegen die Sterblichkeit in der letzten Periode höher als sie in der Periode 1871—81 war. Das Sinken der Sterblichkeit der Periode 1881/82—1890/91 gegenüber der Periode 1856—1865

bringt die folgende Tabelle zur Darstellung.

Zunahme (+) resp. Abnahme der Sterblichkeit der Periode 1881/82 bis 1890/91 gegenüber der Periode 1856—1865, ausgedrückt in Prozenten der Sterblichkeit der Periode 1856—65.

	M.	W.		M.	W.
0— 1	— 7.8	— 7.1	40— 45	— 14.5	— 7.3
1— 2	— 5.6	— 5.8	45— 50	— 2.1	— 8.1
2— 3	— 13.9	— 14.5	50— 55	— 10.5	— 6.6
3— 4	— 16.7	— 13.5	55— 60	— 9.3	— 7.9
4— 5	— 8.2	— 11.	60— 65	— 10.6	— 6.5
5—10	— 3.8	— 2.5	65— 70	— 13.	— 14.
10—15	— 1.	+ 3.	70— 75	— 17.	— 23.9
15—20	+ 21.8	+ 5.8	75— 80	— 8.3	— 8.5
20—25	+ 26.3	+ 11.4	80— 85	— 8.1	— 4.9
25—30	+ 9.6	+ 13.2	85— 90	— 1.	+ 5.1
30—35	— 7.1	+ 2.5	90—100	+ 8.	+ 14.4
35—40	— 5.3	± 0.			

Die Tabelle zeigt für beide Geschlechter eine zum Teil recht ungleichmässige Abnahme der Sterblichkeit bis zur Altersklasse 5—10. In den Altersklassen 15—20 bis 25—30 tritt für das männliche und in den Altersklassen 10—15 bis 30—35 tritt für das weibliche Geschlecht eine Zunahme der Sterblichkeit ein. Darauf nimmt die Sterblichkeit wieder für beide Geschlechter ab, doch spricht sich in den Zahlen gar keine Gesetzmässigkeit aus. In den höchsten Altersklassen ist auch hier die Tendenz einer Sterblichkeitszunahme der Periode 1881/82 bis 1890/91 gegenüber der Periode 1856—65 vorhanden. Ziehen wir die Ergebnisse der Periode 1871—1881 zum Vergleich heran, so gelangen wir über den Verlauf, den die Sterblichkeitsverhältnisse in den drei Perioden 1856—65, 1871—1881 und 1881/82—1890/91 in Norwegen genommen haben (siehe Anhang), zu folgendem Endergebnis: Die Kindersterblichkeit im ersten Lebensjahr ist ein wenig gesunken und zwar erst in der letzten Periode; in den darauf folgenden Altersklassen war der Rückgang der Sterblichkeit sehr verschieden, am bedeutendsten war er für beide Geschlechter in den Altersklassen 2—3 und 3—4, doch ist der Rückgang keineswegs kontinuierlich, die Tabellen zeigen vielmehr, dass die letzte Periode in Bezug auf die Sterblichkeit in diesen Altersklassen ungünstiger dasteht als die vorhergehende. Die Altersklassen 15—20 und 20—25 und 25—30 lassen deutlich erkennen, dass in ihnen die Sterblichkeit mit jeder Periode zunimmt und zwar gilt dieses gleichmässig für das männliche und das weibliche Geschlecht. Mit der Altersklasse 30—35 setzt für beide Geschlechter ein beständiger Rückgang der Sterblichkeit von Periode zu Periode ein. Dieser dauert bis in die höchsten Altersklassen, für die sich von der Altersklasse 85—90 ab keine Regelmässigkeit in dem Verlauf der Sterblichkeit in den einzelnen Perioden erkennen lässt. Dieselben Bewegungen gelten fast ausnahmslos für beide Geschlechter.

Besonders bemerkenswert an den norwegischen Ergebnissen ist die Zunahme der Sterblichkeit in den Altersklassen 15—20, 20—25 und 25—30. Diese ist eine wirtschaftlich höchst ungünstige Erscheinung, da gerade in diesen Lebensaltern das Menschenmaterial für das Volkswohl am kostbarsten ist. Der Grund dieser auffallenden Tatsache dürfte wesentlich in der seit Beginn der 80er Jahre auftretenden überaus starken Auswanderung lebenskräftiger Elemente der norwegischen Bevölkerung zu suchen sein[1]).

Ganz ähnlich wie in Norwegen entwickelten sich die Mortalitätsverhältnisse in Schweden. Schweden ist dasjenige Land, für welches wir das umfassendste Material besitzen. Nicht weniger als 5 Sterbetafeln bilden die Grundlage unserer Untersuchungen; von diesen umspannen die beiden ersten einen fünfjährigen; die drei anderen einen 10jährigen Zeitraum. In unserer Untersuchung wollen wir von den drei letzten Sterbetafeln ausgehen, da ein hinreichend langer Zeitraum für Vergleiche kürzeren Zeiträumen entschieden vorzuziehen ist (vergl. die früheren Ausführungen hierüber); doch werden wir an zweiter Stelle auf die Ergebnisse der beiden ersten Sterbetafeln kurz zu besprechen haben. Ich lasse hier die Werte, die der allgemeine Sterblichkeitskoeffizient in Schweden für nachstehende Perioden annahm, folgen:

	M.	W.
1851—55	24.19	21.93
1856—60	24.70	22.65
1861—70	23.71	21.86
1871—80	22.09	20.57
1881—90	20.59	19.43

Diese Ziffern bedeuten, dass die Sterblichkeit der Periode 1881—90 um 14.9% für das männliche und um 11.4% für das weibliche Geschlecht niedriger war als die Sterblichkeit der Periode 1851—55 oder um 13.2% für das männliche und um 11.1% für das weibliche Geschlecht niedriger war als die Sterblichkeit der Periode 1861—70.

Wie die Tabelle zeigt, vollzog sich der Rückgang der Sterblichkeit nicht kontinuierlich, die Sterblichkeit der Periode 1856—60 ist höher als die der sämtlichen übrigen Perioden. Die Quoten, mit denen die einzelnen Altersklassen an dem Rückgang der Sterblichkeit beteiligt sind, sind in der folgenden Tabelle zusammengestellt.

Zunahme (+) resp. Abnahme der Sterblichkeit der Periode 1881 bis 1890 gegenüber der Periode 1861—70, ausgedrückt in Prozenten der Sterblichkeit der Periode 1861—70.

1) Handbuch der politischen Oekonomie von G. Schönberg, 4. Auflage. Tübingen. S. 860. (Hiernach beträgt die Auswanderung nahezu 1 % der Bevölkerung.)

	M.	W.		M.	W.
0— 1	— 21.3	— 23.2	40— 45	— 26.9	— 22.5
1— 2	— 30.	— 29.8	45— 50	— 24.7	— 20.
2— 3	— 37.3	— 34.8	50— 55	— 29.1	— 25.4
3— 4	— 34.6	— 34.8	55— 60	— 24.9	— 23.
4— 5	— 29.2	— 26.1	60— 65	— 28.2	— 26.3
5—10	— 17.7	— 14.6	65— 70	— 26.1	— 24.1
10—15	— 11.4	± 0.	70— 75	— 28.6	— 26.2
15—20	— 7.4	+ 2.	75— 80	— 20.6	— 19.8
20—25	— 9.	— 4.	80— 85	— 15.9	— 15.7
25—30	— 9.6	— 1.	85— 90	— 18.5	— 19.
30—35	— 18.5	— 8.9	90— 95	— 0.5	— 6.3
35—40	— 20.6	— 11.1	95—100	+ 18.7	+ 10.3

Aus der Tabelle geht klar hervor, dass nach einem hohen Rückgang der Sterblichkeit in der ersten Altersklasse eine starke Steigerung in den darauf folgenden Altersklassen eintritt. Mit der Altersklasse 5—10 beginnt für beide Geschlechter ein starkes Sinken des Prozentsatzes, das besonders bei dem weiblichen Geschlecht in den Altersklassen 10—15 bis 25—30 deutlich zum Ausdruck kommt. Darauf nimmt der Prozentsatz für beide Geschlechter wieder zu. In der Altersklasse 80—85 tritt die entgegengesetzte Tendenz wieder hervor. Der Rückgang der Sterblichkeit wird geringer und schlägt in der höchsten Altersklasse für beide Geschlechter stark ins Negative um. Das männliche Geschlecht hat mit Ausnahme der extremsten Altersklassen überall einen stärkeren Rückgang als das weibliche Geschlecht.

Die Entwickelung in den einzelnen Altersklassen vollzog sich, wie bei Zuhilfenahme der Tabelle für 1871—80 leicht ersichtlich ist, fast gleichmässig und zwar sowohl für das männliche wie für das weibliche Geschlecht. Ganz geringe Schwankungen treten nur für das weibliche Geschlecht in den Altersklassen 10—15 bis 25—30 ein (vergl. die Ergebnisse im Anhang in den drei Zeitperioden 1861—70, 1871—80, 1881—1890.) Hätten wir die Periode 1881—90 mit der Periode 1851 bis 1855 verglichen, so würde das Gesamtergebnis, das uns die Tabelle bietet, in der Weise verschoben sein, dass der Rückgang der Sterblichkeit im ersten Lebensjahr für beide Geschlechter höher wäre, als ihn die Tabelle angibt. In den hierauf folgenden Altersklassen sänke er hingegen stark. Mit der Altersklasse 10—15 träte eine bis zur Altersklasse 85—90 andauernde Steigerung des Rückganges der Sterblichkeit ein. In den höchsten Altersklassen würde die Sterblichkeitszunahme, die die umstehende Tabelle erkennen lässt, stark anschwellen. Diese Bewegung erstreckt sich in gleicher Weise auf das männliche wie weibliche Geschlecht.

Die erheblichen Differenzen, die zwischen den Sterblichkeitskoeffizienten der Periode 1851—55 und 1861—70 bestehen, verschwinden fast ganz, wenn wir die Ergebnisse der Tabelle 1856—60 mit denen der Tabelle für 1861—70 vergleichen. Es stellt sich heraus, dass in

der Periode 1856—60 die Kindersterblichkeit im ersten Lebensalter höher war als 1861—70. In den beiden folgenden Altersklassen ändert sich dieses Verhältnis, die Sterblichkeit der Periode 1856—60 wird geringer als die der Periode 1861—70. In den folgenden Altersklassen 3—4 bis 65—70 ist die Sterblichkeit der Periode 1856—60 durchgehends etwas höher, in den höchsten Altersklassen (70—75 und mehr) niedriger als die der Periode 1861—70.

Bei Besprechung der schwedischen Ergebnisse ist ein gewisser Zweifel an der vollkommenen Richtigkeit der statistischen Daten nicht von der Hand zu weisen. Es ist nämlich Schweden, wie G. v. Mayr darlegt[1]), zur Zeit das einzige Land, in welchem die Resultate der Hauptsache nach nicht aus den Volkszählungsergebnissen gewonnen, sondern aus fortlaufend geführten Bevölkerungsregistern entnommen werden. Dass solche Registrierungen aber besonders in früherer Zeit noch recht lückenhaft und fehlerhaft waren, ist eine nur zu begründete Tatsache. Die grossen Abweichungen der Ergebnisse der Periode 1851—55 von denen der sämtlichen folgenden Perioden sind wahrscheinlich zum grossen Teil nur »statistische Täuschung«. Wenn auch die moderne Zeit den Registrierungen grössere Aufmerksamkeit zuwendet, als es früher der Fall war, so dürfte ein allzu grosser Optimismus in Bezug auf die absolute Zuverlässigkeit auch für unsere Zeit noch nicht am Platze sein, da es sich oft gar nicht verhindern lässt, dass Versehen vorkommen, indem die Streichung einer gestorbenen Person, besonders aber einer ausgewanderten Person unterbleibt. Hierdurch erscheint die Gesamtsterblichkeit in einem zu günstigen Lichte. Für unsere Betrachtung des Rückganges der Sterblichkeit dürfte jedoch der durch das Registrierungsverfahren verursachte Fehler nicht allzu erheblich sein, da er sich beim Vergleich mehrerer Perioden wenigstens zum Teil aufheben dürfte. Von diesem Gesichtspunkte haben wir die schwedischen Ergebnisse zu beurteilen.

Zwei für Schweden charakteristische Erscheinungen sind es, die uns die wiedergegebene Tabelle (S. 62) zur Anschauung bringt. Der ausserordentlich hohe Rückgang der Kindersterblichkeit des ersten Lebensalters und der sehr geringe Rückgang der Sterblichkeit in den Altersklassen 10—15 bis 25—30. Ersterer ist zweifelsohne den modernen Fortschritten der medizinischen Wissenschaft zu danken, daneben scheint besonders auch der bei Besprechung der schweizerischen Verhältnisse hervorgehobene Umstand, dass in unserer Zeit die ärztliche Hilfeleistung durch die Ausbreitung der Verkehrsmittel so sehr erleichtert ist, erniedrigend auf die Sterblichkeitsquote eingewirkt zu haben. Was den geringen Rückgang der Sterblichkeit in den Altersklassen 10—15 bis 25—30 betrifft, so wurde bereits bei Besprechung der ähnlichen Er-

1) G. v. Mayr, Statistik und Gesellschaftslehre II, S. 262.

scheinung in Norwegen angedeutet, dass es sich hier wahrscheinlich um die Wirkung, die die Auswanderung auf den Gesundheitszustand in den einzelnen Altersklassen ausübt, handelt. Jedenfalls deutet die auffallende Tatsache, dass gerade in den Altersklassen, in denen wir bei den übrigen Kulturstaaten einen starken Rückgang der Sterblichkeit zu verzeichnen haben, in Schweden ein verminderter Rückgang der Sterblichkeit eintritt, auf diesen Faktor. Die Erscheinung lässt sich zurückführen auf die starke Volksvermehrung, die wirtschaftlichen Krisen, die schwierige Lage des Handwerkes infolge des wachsenden Fabrikbetriebes [1]). Begünstigt wurden die Auswanderungen durch die grossen Verkehrserleichterungen der Neuzeit, durch Eisenbahnen und transatlantische Dampferlinien.

Es bleibt nur noch übrig, die Sterblichkeitsverhältnisse in Dänemark in der letzten Hälfte des vorigen Jahrhunderts zu besprechen. Wir besitzen zu diesem Zwecke die im Anhang zusammengestellten Ergebnisse aus 4 Sterbetafeln. Hiernach betrug der allgemeine Sterblichkeitskoëffizient der stationär gedachten Bevölkerung für Dänemark:

	M.	W.
1855—59	23.25	22.14
1860—69	22.87	21.93
1870—79	21.91	21.04
1880—89	21.27	20.39.

Die Sterblichkeit sank also in Dänemark für beide Geschlechter von Periode zu Periode und zwar sank der Sterblichkeitskoëffizient für das männliche Geschlecht von 23.25 und für das weibliche Geschlecht von 22.14 auf 21.27 resp. 20.39 d. h. die Sterblichkeit der Periode 1880—89 ging für das männliche Geschlecht um 8.5 Proz. und für das weibliche Geschlecht um 7.9 Proz. der Sterblichkeit der Periode 1855—59 zurück. Vergleichen wir die beiden 10jährigen Perioden 1860—69 und 1880—89 mit einander, so ergibt sich ein Rückgang der Sterblichkeit um 6.99 Proz. für das männliche und um 7.02 Proz. der Sterblichkeit der Periode 1860—69 für das weibliche Geschlecht. Dieser Rückgang der Sterblichkeit verteilt sich auf die einzelnen Altersklassen nach Massgabe der in der folgenden Tabelle wiedergegebenen Prozentsätze.

Zunahme (+) resp. Abnahme (—) der Sterblichkeit der Periode 1880—1889 gegenüber der Periode 1860—69, ausgedrückt in Prozenten der Sterblichkeit der Periode 1860—69. (S. die Tabelle S. 65.)

Aus der Tabelle geht hervor, dass die Kindersterblichkeit im ersten Lebensjahr ein wenig zugenommen hat. Den Löwenanteil am Rückgang der Sterblichkeit haben für beide Geschlechter die Altersklassen 1—2 bis 10—15. Auffallend gering ist die Sterblichkeitsabnahme in der

1) Handbuch der polit. Oekonomie von G. Schönberg, 4. Aufl. Tübingen. S. 860 unten.

	M.	W.		M.	W.
0— 1	+ 1.6	+ 1.1	40— 45	— 14.8	— 12.1
1— 2	— 22.8	— 19.3	45— 50	— 11.3	— 8.4
2— 3	— 33.	— 35.2	50— 55	— 10.7	— 11.2
3— 4	— 33.8	— 35.9	55— 60	— 8.9	— 8.9
4— 5	— 33.3	— 36.4	60— 65	— 15.8	— 13.9
5—10	— 31.4	— 29.1	65— 70	— 8.6	— 8.2
10—15	— 24.4	— 14.6	70— 75	— 11.9	— 19.
15—20	— 4.6	— 3.7	75— 80	— 4.1	— 7.7
20—25	— 8.4	— 12.4	80— 85	— 2.9	— 5.8
25—30	— 12.8	— 6.7	85— 90	— 12.2	— 12.8
30—35	— 9.3	— 10.3	90— 95	+ 3.5	± 0.
35—40	— 8.2	— 12.4	95—100	— 15.5	— 14.8

Altersklasse 15—20. In den hierauf folgenden Altersklassen differieren die Werte in den einzelnen Altersklassen nur wenig von einander. Mit der Altersklasse 75—80 wird der Unterschied der Sterblichkeit der Perioden 1860—69 und 1880—89 geringer, ohne jedoch in den Zahlen klar zum Ausdruck zu kommen. Der starke Rückgang der Sterblichkeit in der höchsten Altersklasse kann bei der geringen Anzahl von Personen dieser Altersklasse ein zufälliger sein. Ziehen wir die Periode 1870—79 zum Vergleich heran, so sehen wir, dass in den Altersklassen 1—2 bis 10—15 die Sterblichkeit periodisch sank, für die übrigen Altersklassen schwankt die Sterblichkeit in den einzelnen Perioden. Zu folgendem Endergebnis gelangen wir, wenn wir die Ergebnisse 1855—59 mit den entsprechenden Ergebnissen der folgenden Perioden vergleichen: »Der Rückgang der Sterblichkeit in Dänemark vollzog sich in der letzten Hälfte des vorigen Jahrhunderts in der Art, dass die Sterblichkeit in den Altersklassen 2—3 bis 5—10 für beide Geschlechter kontinuierlich sank; in den übrigen Altersklassen wechseln dagegen Perioden günstiger Sterblichkeit mit Perioden ungünstiger Sterblichkeit.«

Wir sind hiermit zum Schluss unserer Betrachtungen über die Wandlungen, die die Sterblichkeit in den europäischen Kulturstaaten im Laufe des letzten halben Jahrhunderts erfahren hat, gelangt. Trotz im einzelnen oft abweichender Ergebnisse ergab die Untersuchung doch eine gewisse nicht zu verkennende Uebereinstimmung in bezug auf den Sterblichkeitsrückgang in den einzelnen Staaten (siehe den Schluss der Arbeit). Der nächste Abschnitt soll davon handeln, der analogen Frage auf Grund der Sterbetafeln der Versicherungsgesellschaften nachzugehen. Es wird darauf ankommen, zunächst die zwischen beiden Kategorien von Sterbetafeln bestehenden Unterschiede eingehend zu verfolgen und sodann zu prüfen, wie sich die aus den Sterbetafeln der Versicherungsgesellschaften ergebenden Abweichungen aus den zwischen beiden Gattungen von Sterbetafeln bestehenden Differenzen erklären lassen.

2. Die Wandlungen der Sterblichkeit auf Grund der Tafeln der Versicherungsgesellschaften.

Ausser den Sterbetafeln ganzer Bevölkerungen gibt es noch eine andere Quelle, die ein Eingehen auf die Frage des Rückganges der Sterblichkeit gestattet, dies sind die Tafeln der Versicherungsgesellschaften. Diese Tafeln ergeben wichtige Abweichungen von den Tabellen für ganze Bevölkerungen. Die zwischen beiden Kategorien von Sterbetafeln bestehenden Unterschiede wollen wir jetzt ins Auge fassen. Was zunächst das zur Konstruktion der Sterbetafeln zur Verwendung kommende Material anlangt, so muss anerkannt werden, dass letzteres bei den Versicherungsgesellschaften wegen der fortgesetzten Kontrolle, denen die einzelnen in Versicherung befindlichen Personen unterliegen, als durchaus exakt anzusehen ist — da es eine genaue Altersstatistik der einzelnen versicherten Individuen zulässt und auch Ein- und Austritte von Personen ständig berücksichtigt, was in gleichem Masse von den entsprechenden Daten der Bevölkerungsstatistik nicht gilt. Diese genaue Kontrolle wird nur dadurch möglich, dass es sich bei versicherungsstatistischen Erhebungen um ein Menschenmaterial handelt, das ein persönliches Interesse mit der Versicherungsgesellschaft verknüpft. Naturgemäss können die versicherten Personen eines Landes nur einen relativ geringen Prozentsatz der Bevölkerungszahl dieses Landes bilden [1]). In dieser Tatsache, die ich als Kleinheit der Zahlen bezeichnen möchte, liegt ein Hauptgrund, weshalb besonders die älteren Sterbetafeln als so wenig zuverlässig gelten können. Sollen statistische Erhebungen wissenschaftlichen und praktischen Wert haben, so müssen sie sich auf Massenbeobachtungen stützen. Diese unbestreitbare Wahrheit, die das bezeichnendste Charakteristikum der Statistik ist, haben sich in neuerer Zeit die Gesellschaften immer mehr zu Nutzen gemacht, indem eine Reihe von Gesellschaften sich vereinigte und jede von ihnen das zur Berechnung von Sterbetafeln erforderliche Material bestimmten mit der Bearbeitung desselben betrauten Kommissionen übergab. Auf diese Weise gelang es, Sterbetafeln zu konstruieren, die auf einem umfassenden Material beruhten. Ein weiterer Unterschied, der zwischen den Tafeln für ganze Bevölkerungen und solchen der Versicherungsgesellschaften besteht, liegt in der bei letzteren meistens obwaltenden ungleichmässigen Verteilung der Geschlechter. Da nämlich für die Todesfallversicherung das männliche Geschlecht ein weit grösseres Kon-

1) Von der sogenannten Volksversicherung, an der sich in England nahezu $^1/_3$ der Gesamtbevölkerung beteiligt, darf hier abgesehen werden, da das statistische Material dieser Versicherungsbranche niemals zur Herstellung von Sterblichkeitstafeln benützt worden ist.

tingent von Versicherten stellt als das weibliche[1]), so müssen im allgemeinen die für diese Versicherungsart geltenden Tafeln für Männer als zuverlässiger angesehen werden als die entsprechenden für Frauen. Dieser Umstand der verschiedenartigen Verteilung der Geschlechter verdient bei Vergleichungen zwischen Versicherungstafeln die grösste Beachtung. Hierbei muss als feststehende Regel gelten, dass man nur Tafeln mit einander vergleichen kann, bei denen die Geschlechter getrennt sind. Ist dieses nicht der Fall, so bleibt nur übrig, sie mit solchen Tafeln zu vergleichen, bei denen ebenfalls keine Differenzierung nach dem Geschlecht statthat, doch hat man darauf zu achten, dass das Geschlechterverhältnis in den zu vergleichenden Tafeln möglichst konstant ist, da nur auf diese Weise das störende Moment, das in der verschiedenen Sterblichkeit beider Geschlechter liegt, eliminiert wird. Nicht nur das Geschlecht, sondern auch der Familienstand spielt eine Rolle für die Frage der Beteiligung oder Nichtbeteiligung einer Person an einer Versicherung. Verheiratete Personen haben im allgemeinen einen grösseren Hang, eine Versicherung einzugehen, als ledige, was bei dem Einfluss des Zivilstandes auf die Höhe der Sterblichkeit[2]) ebenfalls hervorgehoben zu werden verdient. Rein äusserlich unterscheiden sich beide Gattungen von Sterbetafeln dadurch, dass die Sterbetafeln der Versicherungsgesellschaften meistens erst mit dem Alter 20 beginnen, weil die jüngeren Altersklassen jedenfalls für die beiden Hauptarten der Lebensversicherung — die Todesfall- und die Rentenversicherung — gar nicht in Betracht kommen; wohingegen, wie wir sahen, die Sterbetafeln für ganze Bevölkerungen ein Bild des Absterbens der Menschen in sämtlichen Altersklassen geben. Was nun aber die Sterbetafeln der Versicherungsgesellschaften besonders auszeichnet und eine den Ergebnissen der Bevölkerungsstatistik parallele Betrachtung ausschliesst, ist die Tatsache, dass die Sterbetafeln der Versicherungsgesellschaften sich auf längere Zeiträume beziehen, die zudem bei den einzelnen Tafeln sehr variieren. Teilweise betragen sie 30, 40, 50 Jahre, teilweise umspannen sie einen noch längeren Zeitrahmen. Wenn trotzdem die Ergebnisse der Versicherungsgesellschaften auch für die Frage des Rückganges der Sterblichkeit verwendet werden können, so kann es nur in der Weise geschehen, dass man die Sterblichkeit nach den neueren Tafeln mit der nach den älteren vergleicht und nun ermittelt, inwieweit die Ergebnisse von einander abweichen. Von so exakten Untersuchungen, wozu das Material für ganze Bevölkerungen einladet, kann natürlich hier keine Rede sein, da die Perioden, deren Sterblichkeit die Versicherungstafeln reflektieren, nicht nur lange Zeiträume um-

1) Vergl. Zustand und Fortschritte der deutschen Lebensversicherungsanstalten in 1900. Jena 1901. S. 43.

2) G. v. Mayr, Statistik und Gesellschaftslehre. 2. Bd. S. 291 u. f.

spannen und bei den einzelnen Tafeln häufig ineinandergreifen, sondern da auch die Grösse des Materials bei den verschiedenen Tafeln sehr variiert. Nichtsdestoweniger bieten die Tafeln der Versicherungsgesellschaften insofern genug des Interessanten und Wissenswerten, als eine Gegenüberstellung der einzelnen Tafeln klar die Sterblichkeit nach jeder derselben zur Darstellung bringt und folglich auch einen Einblick in die Frage nach dem Rückgang der Sterblichkeit unter den Versicherten der verschiedenen Perioden ermöglicht. Die Betrachtung gewinnt noch an Interesse, wenn den Ergebnissen nach den Tafeln der Versicherungsgesellschaften entsprechende Ergebnisse nach den Tafeln für ganze Bevölkerungen entgegengestellt werden. Auf diese Weise gelingt es häufig, das Problem nach dem Rückgang der Sterblichkeit unter Versicherten tiefer zu erfassen, als es ohne solchen Vergleich möglich wäre. Die wichtigen Fragen nach den zeitlichen Schwankungen der Selektion (siehe später) kann man auf diese Art ihrer Lösung näher bringen. Für den Vergleich beider Arten von Sterbetafeln ist von Bedeutung, dass die Tafeln der Versicherungsgesellschaften im Gegensatz zu denen für ganze Bevölkerungen des einheitlichen Charakters entbehren. Es ist nämlich je nach den Versicherungsplänen zu unterscheiden zwischen Sterbetafeln für die Todesfall- und solchen für die Rentenversicherung. Erstere dienen dem Zweck, bei Versicherungen auf den Todesfall als Rechnungsgrundlage verwendet zu werden, letztere werden bei Rentenversicherungen benutzt. Der Unterschied zwischen beiden Arten von Sterbetafeln beruht darauf, dass die zuerst erwähnte Gattung von Tafeln im allgemeinen eine bedeutend höhere Sterblichkeit als die zuletzt erwähnte Gattung von Sterbetafeln angiebt. Diese Erscheinung rührt daher, dass die Rentenversicherungen vorzugsweise von Personen gesucht werden, die sich eines festen Wohlergehens erfreuen, während bei der Todesfallversicherung die Beteiligten sich meistens nicht in einer beneidenswerten gesundheitlichen Lage befinden. Die Differenzierung der Sterbetafeln steht in innigem Zusammenhang mit dem, das man kurz mit dem Namen »Selektion« belegt. Die Wichtigkeit und die hohe Bedeutung, die dieses Moment für jegliches tiefere Eindringen in die Erforschung der Sterblichkeit versicherter Leben besitzt, macht es zur unabweisbaren Pflicht, der Selektion nunmehr unsere Aufmerksamkeit zuzuwenden. Wir wollen zu diesem Zwecke an die Versicherung auf den Todesfall anknüpfen. Bei dieser handelt es sich bekanntlich darum, dass die Versicherungsgesellschaft sich verpflichtet, beim Tode einer versicherten Person eine bestimmte Summe zu zahlen. Die Gesellschaft hat demnach ein Interesse, einen möglichst gesunden Bestand an versicherten Personen zu haben. Um nun möglichste Gewissheit darüber zu haben, ob die sich zur Versicherung anmeldenden Personen sich in einem gesunden körperlichen Zustand befinden, machen die Gesellschaften die ärztliche Untersuchung zur Vorbedingung für die Aufnahme

in die Versicherung und behalten es sich vor, Personen, die sich in keinem normalen (versicherungsfähigen) Zustande befinden, entweder abzulehnen oder zu erhöhten Prämien zu versichern. Es ist nun von vornherein klar, dass Personen, die neu in eine Gesellschaft eintreten, im allgemeinen lebenskräftiger sind als Personen, die bereits seit längerer Zeit der Versicherung angehören, da solche Personen in der Zeit, in der sie bereits versichert sind, mit Krankheiten behaftet sein können, die, falls sie noch nicht versichert wären, ihren Ausschluss aus der Versicherung bedingen würden. Die ärztliche Auslese ist demnach ein Moment, das die Sterblichkeit der Versicherten erniedrigt und zwar wird ihre Wirkung, wie es sich aus dem Gesagten von selbst ergibt, eine um so intensivere sein, je weniger Jahre seit dem Eintritt in die Versicherung vergangen sein werden; sie muss deshalb in höherem Versicherungsalter naturgemäss sehr gering sein. Die Abhängigkeit der Sterblichkeit vom Versicherungsalter hat seitens der Gesellschaften in neuerer Zeit besondere Berücksichtigung gefunden, indem man sogenannte Selektionstafeln (engl. select tables) konstruierte, die dem Umstand Rechnung tragen, dass die Sterblichkeit der Versicherten ausser von dem Alter und Geschlecht auch noch in erheblichem Masse von der Dauer der Versicherung abhängt[1]). Der Einfluss, den die ärztliche Selektion auf die Höhe der Sterblichkeit ausübt, kommt zum Gesamtausdruck in den Sterblichkeitsergebnissen der einzelnen Gesellschaften. Man wird nämlich die Beobachtung machen können, dass bei Gesellschaften mit einem Beobachtungsmaterial, dem ein verhältnismässig

1) Schon die Tafel H M (5) der 20 englischen Gesellschaften gibt ausführliche Ergebnisse in dieser Hinsicht. Besonders kommen aber in Betracht T. B. Spragues, Select Tables in: Select-Life-Tables, deduced from the Institute of Actuaries Experience, London 1896 und ferner die Tafeln in: Institute of Actuaries and Faculty of Actuaries. Joint Mortality Investigation. Combined Experience of Life Annuitants. Unadjusted Data London 1899, S. 173 und 179 und ferner Combined Experience of Assured Lives (1863—93). Unadjusted Data. Whole Life Assurances-Males. London 1900. S. 478 und op. cit. Females London 1900. S. 144. Ferner vergl. Moniteur des assurances 1870/71 page 18, 36, 498 und Westergaard, Mortalität und Morbilität S. 494 u. f. Ueber die praktische Bedeutung, die die Selektion für das Versicherungswesen hat vergl. auch T. B. Sprague, On the premiums for the Insurance of recently selected lives (Journal of the Institute of Actuaries tome XX) Ders., On the rate of mortality prevailing among assured lives as influenced by the length of time, for which they have been assured (Journal of the J. of A. tome XV). Georg King, On the mortality amongst assured lives and the Requisite Reserves of Life Offices (J. of the J. of A. tome IX), ferner Bulletin de l'Institut des Actuaires français No. 14, 1893 den Artikel: Usage et ajustement des Tables de mortalité par âge à l'entrée. — Ueber die Konstruktion dieser Tafeln siehe: On the Construction and Use of a Series of Select Mortality Tables in dem Journal of the Institute of Actuaries XXI, S. 229; XX, S. 391. Vergl. auch Poterin du Môtel: Théorie des assurances sur la vie Paris 1899. S. 101 u. f.

hohes durchschnittliches Versicherungsalter entspricht, unter sonst gleichen Bedingungen im allgemeinen mehr Sterbefälle vorkommen als bei Gesellschaften, die einen starken Zugang von Neueintretenden zu verzeichnen haben (und überhaupt bei jungen Gesellschaften), da im letzteren Fall die ärztliche Auslese die Sterblichkeit günstig beeinflusst. Was die Wirkung der ärztlichen Auslese in den verschiedenen Altersklassen betrifft, so wird dieselbe in den höheren Altersklassen geringer sein müssen als in den unteren; da in den höheren Altersklassen der Zugang an Versicherten im Vergleich mit dem alten Bestand an Versicherten geringer ist als in den unteren Altersklassen [1]). Ob ausserdem noch eine direkte Beziehung zwischen der Höhe des Lebensalters und dem Mass der ärztlichen Auslese besteht, möge ebenso wie die Frage nach der Dauer des Einflusses der Selektion auf die Höhe der Sterblichkeit dahingestellt sein, da die Ergebnisse in dieser Hinsicht noch sehr variieren [2]). Ein Urteil über die Frage der zeitlichen Aenderung der Wirkung der ärztlichen Auslese lässt sich natürlich zur Zeit noch nicht fällen. (Man hätte hierzu Selektionstafeln verschiedener Perioden nötig.) Doch dürfte als feststehend anzunehmen sein, dass die Fortschritte auf medizinischem Gebiete in der Richtung einer grösser werdenden Wirkung der ärztlichen Auslese sich geltend gemacht haben; andererseits ist zu berücksichtigen, dass manche Krankheiten, die früher den Abschluss einer Versicherung auf den Todesfall unmöglich machten, heute als ungefährlich angesehen werden und dass man deshalb bei der Wahl der Risiken weniger vorsichtig verfährt, doch dürfte der erste Faktor überwiegen [3]). Was nun die Wirkung der ärztlichen Auslese bei beiden Geschlechtern betrifft, so ist es statistisch erhärtet, dass diese bei dem männlichen Geschlecht eine ungleich nachhaltigere ist als bei dem weiblichen Geschlecht, weil die physische und anatomische Beschaffenheit der Frauen sich der medizinischen Untersuchung in den Weg stellt [4]), daher die ärztliche Untersuchung bei den Frauen oft nur höchst unvollkommen ist. Es unterliegt keinem Zweifel, dass die von den bevölkerungsstatistischen Ergebnissen so sehr abweichende Erscheinung, dass bei der Versicherung auf den Todesfall die Sterblichkeit der Frauen bis etwa zum

1) Vergl. Deutsche Sterblichkeitstafeln aus den Erfahrungen der 23 deutschen Gesellschaften. Berlin 1883. S. 403 col. 4 und S. 422 col. 2.

2) Siehe die Selektionstafeln, besonders die neuen englischen. Anm. S. 69.

3) E. Czuber, Die neuen englischen Sterblichkeitsmessungen (eine vergleichende Studie). VI. Heft der Mitteilungen des Verbandes der österreichischen und ungarischen Versicherungstechniker S. 6 und 7 oben.

4) Versicherungsrundschau, Herausgeber B. Iranyi Wien, III. Jahrgang, 1. Dez. 1901. Vortrag auf dem 2. internationalen Kongress der Lebensversicherungsärzte in Amsterdam von Dr. Mahillon (Brüssel), und Zustand und Fortschritte der deutschen Lebensversicherungsgesellschaften im Jahre 1900. Jena 1901. S. 43 unten.

45. Jahre fast bei allen Tafeln erheblich höher ist als die der Männer[1]), zum grossen Teil ihren Grund in der mangelhaften ärztlichen Auslese hat. Mit steigendem Alter muss natürlich (vergl. S. 70) diese Wirkung der ärztlichen Auslese eine abgeschwächte werden. Ausser der ärztlichen Auslese, die allein schon die erheblichen Abweichungen der bevölkerungsstatistischen von den versicherungsstatistischen Ergebnissen begreiflich macht, sind noch zwei andere Momente zu berücksichtigen: die soziale Auslese auf seiten des Versicherten und die sogenannte spekulative Selbstauslese ebenfalls auf seiten der Versicherten. Beide tragen ebenfalls in erheblichem Masse dazu bei, die Unterschiede, die bei beiden Kategorien von Sterbetafeln bestehen, hervorzurufen. Die soziale Auslese besteht nun darin, dass im allgemeinen nur Personen einen Versicherungsvertrag eingehen, die über gewisse Geldmittel verfügen — es sind dieses also die besitzenden Schichten der Bevölkerung —, wohingegen die wirtschaftlich schwächeren Bevölkerungsklassen sich von der Versicherung fernhalten. Diese Tatsache, wonach also die Versicherten gleichsam eine in besseren Verhältnissen lebende Bevölkerungsgruppe bilden, wirkt nun gleich der ärztlichen Auslese erniedrigend auf das Sterblichkeitsniveau. Zeitlich macht sich eine Veränderung der Wirkung der sozialen Auslese in sinkender Richtung geltend. Die Versicherung gewinnt in unserer Zeit fortgesetzt an Boden, damit tritt zugleich die Bedeutung der Wirkung der sozialen Auslese immer mehr zurück. Von einer Art nachträglicher sozialer Auslese kann man reden, wenn — wie es häufig vorkommt — ein Teil der Versicherten gezwungen ist, aus der Versicherung auszuscheiden, weil er infolge Verschlechterung seiner wirtschaftlichen Lage ausser stande ist, die fälligen Prämienbeträge weiter zu zahlen[2]). Wie die soziale Auslese sowohl bei der Leibrenten- resp. Kapitalversicherung auf den Erlebensfall wie auch bei der Todesfallversicherung wirksam ist, so muss auch der spekulativen Selbstauslese, dem dritten Moment, das die Unterschiede zwischen beiden Arten von Sterbetafeln erklärt, für beide erwähnten Kategorien von Versicherungen ein entscheidender Einfluss zugebilligt werden. Unter spekulativer Selbstauslese versteht man nun die durch die Erfahrungen bestätigte Tatsache, dass im allgemeinen nur Personen zur Versicherung neigen, denen sie die relativ besten Chancen bietet. Dieses sind bei der Versicherung auf den Todesfall solche Personen, die zwar noch versicherungsfähig sind, die sich jedoch in relativ ungünstiger gesundheitlicher Lage befinden. Bei Kapitalversicherungen auf den Erlebensfall oder bei Leibrentenversicherungen sind es hingegen solche Personen, die sich einer sehr guten Gesundheit zu erfreuen haben. Wie bei der so-

1) Siehe die Tabellen im Anhang.

2) L. v. Bortkiewicz im Handwörterbuch der Staatswissenschaften, Supplementb. Jena 1895. S. 733.

zialen Auslese, so kommt auch bei der spekulativen Selbstauslese noch eine nachträgliche Auslese in Betracht, die sich darin äussert, dass Personen oft nach ihrem Beitritt zur Versicherung aus derselben wieder ausscheiden, weil sie berechtigten Grund zu der Annahme zu haben meinen, dass ein weiteres Verbleiben in der Versicherung ihnen nur wirtschaftlichen Nachteil bringe. Besonders wirksam ist dieser Faktor bei der Todesfallversicherung; hier soll es häufig vorkommen, dass Personen, die bereits mehrere Prämienbeiträge geleistet haben, wieder aus der Versicherung austreten, sobald ihr körperliches Wohlergehen derart ist, dass sie auf ein hohes Lebensalter rechnen zu können hoffen. Das Verdienst, zuerst dieses Moment erkannt zu haben, gebührt J. A. Higham, der das Wesen der Sache in folgenden Worten ausdrückt: Those who dropped their policies were those, who permanently enjoyed good health, while those, who had fallen into bad health, were careful to retain them [1]). Ob bei der Versicherung auf den Erlebensfall ähnliche Erwägungen mitspielen und den nachträglichen Austritt aus der Versicherung bedingen, falls die Betreffenden bald zu sterben fürchten, ist bisher noch nicht genügend aufgeklärt, es erscheint jedoch in hohem Grade wahrscheinlich. Die Wirkung, die die spekulative Selbstauslese resp. die nachträgliche spekulative Selbstauslese ausübt, ist nun die, dass sie die Sterblichkeit in erheblicher Weise beeinflusst. Bei der Kapitalversicherung auf den Todesfall tritt infolge der spekulativen Selbstauslese eine Erhöhung der Sterblichkeit, bei der Leibrenten- resp. Kapitalversicherung auf den Erlebensfall tritt hingegen eine Erniedrigung der Sterblichkeit ein; in beiden Fällen zum Nachteil der Versicherungsgesellschaften. Wie die soziale Auslese, so ist auch die spekulative Selbstauslese in ihrer Wirkung zeitlich bedingt. Gleich jener ist auch diese im allgemeinen im Vergleich mit früheren Zeiten weniger intensiv geworden. Dieses hängt mit der zunehmenden Popularität der Versicherung zusammen [2]). In bezug auf die Wirkung, die die spekulative Selbstauslese auf die beiden Geschlechter ausübt, ist zu berücksichtigen, dass das weibliche Geschlecht in den einzelnen Staaten sich in ungleichem Masse an der Lebensversicherung beteiligt. Was Deutschland betrifft, so ist es zweifellos, dass im allgemeinen Frauen nur selten zur Versicherung auf den Todesfall ihre Zuflucht nehmen, da fast stets der Mann für die Bedürfnisse der Familie Sorge zu tragen hat. Man hat deshalb dem Eintritt von Frauen in die Versicherung erhöhte Beachtung zu schenken, da nur zu oft bei der Versicherung auf den Todesfall die

1) J. A. Higham in Actuarial Society of America Papers and Transactions 1893—94, Vol. III, S. 61. On the Effects of Selection.

2) Vergl. Zustand und Fortschritte der deutschen Lebensversicherungsanstalten in 1900. Jena 1901. S. 24 und 25 und den diesbezüglichen Abschnitt in den Mitteilungen aus der Geschäfts- und Sterblichkeitsstatistik der Lebensversicherungsbank zu Gotha für 1829—78, herausgegeben von Dr. A. Emminghaus. Weimar 1880.

mangelhafte ärztliche Auslese dem Betrug Vorschub leistet [1]). Weniger wirksam ist naturgemäss die spekulative Selbstauslese unter den Frauen in England und Amerika, wo sich Frauen bereits in grosser Zahl versichern. Alle diese Unterschiede, besonders aber der Einfluss der Selektion sind zu berücksichtigen, wenn es sich darum handelt, die Ergebnisse der Bevölkerungssterbetafeln mit denen der Sterbetafeln für die Versicherung zu vergleichen. Zugleich ergibt sich aus dem Erwähnten, dass die Ergebnisse der Versicherungsgesellschaften wegen der Verschiedenheit des Beobachtungsmaterials wenig zur Aufklärung des allgemeinen Sterblichkeitsproblems beitragen können. Nur für die Frage der Berufssterblichkeit dürfte den Erfahrungen der Versicherungsgesellschaften ein gewisser Wert zuzusprechen sein. Für die Erforschung der Berufssterblichkeit mittelst der Ergebnisse der Versicherungsgesellschaften kommt wesentlich das Moment der sozialen Auslese in Betracht. Störende Faktoren bilden die ärztliche Auslese und die spekulative Selbstauslese. Was erstere anlangt, so ist ihr Einfluss, wenn man von den ersten Versicherungsjahren absieht, gering. Wichtiger ist die Wirkung der spekulativen Selbstauslese. Der Einfluss dieses Faktors kann derart sein, dass die Ergebnisse wesentlich davon berührt werden. Hier hat man zwischen den einzelnen Berufen streng zu scheiden. Bei einzelnen Berufen wie denen der Lehrer, der Geistlichen, der Aerzte dürfte im allgemeinen die Sterblichkeit versicherter Personen sehr gut die Berufssterblichkeit innerhalb der ganzen Bevölkerung zum Ausdruck bringen, da hier die spekulative Selbstauslese notorisch gering ist. (Man vergleiche die Ergebnisse der Sterblichkeit der Lehrer von Boeckh-Klatt mit den entsprechenden der bei Gotha versicherten Lehrer von Karup-Gollmer [2]). Doch hat man sich vor einer zu weit gehenden Generalisierung und vor einer Unterschätzung des Momentes der spekulativen Selbstauslese zu hüten, da sonst die Ergebnisse oft dazu angetan sein werden, die Forschung nach der Berufssterblichkeit auf Abwege zu leiten [3]).

Nachdem wir eingehend die zwischen beiden Kategorien von Sterbetafeln bestehenden Unterschiede kennen gelernt haben, wollen wir nunmehr dazu übergehen, die Wandlungen der Sterblichkeit auf Grund von Sterbetafeln von Versicherungsgesellschaften zu verfolgen. Es wird sich vor allem darum handeln, die aus den älteren Sterbetafeln berechneten Sterblichkeitkoëffizienten mit den entsprechenden der neueren Sterblichkeitstafeln zu vergleichen. Sodann aber wird es nötig sein, entspre-

1) Dr. Mahillon in Versicherungsrundschau, Herausgeber B. Iranyi. Wien III. Jahrgang. 1. Dez. 1901.

2) Karup-Gollmer, Die Mortalitätsverhältnisse der Lehrer nach den Erfahrungen der Lebensversicherungsbank zu Gotha, S. 161 u. f.

3) L. v. Bortkiewicz im Handwörterbuch der Staatswissenschaften, Supplementband S. 736.

chende Ergebnisse der Bevölkerungsstatistik — sofern das Material dieses zulässt — zum Vergleich heranzuziehen, um zu eruieren, in welcher Weise die Ergebnisse nach beiden Kategorien von Tafeln von einander abweichen. Um diese Untersuchung durchzuführen, hat man zu berücksichtigen, dass die sich ergebenden Abweichungen nach den einzelnen Sterbetafeln der Versicherungsgesellschaften die Folge der Aenderung der Sterblichkeit von Versicherten sind. Die Wandlungen in der Sterblichkeit versicherter Leben sind aber ausser durch die Aenderungen, denen die in einer Bevölkerung herrschenden Sterblichkeit zeitlich unterworfen ist, auch durch die zeitlichen Schwankungen der ärztlichen Auslese, der sozialen Auslese und der spekulativen Selbstauslese bedingt.

Das umfassendste Material liefert uns für die Untersuchung der Wandlungen der Sterblichkeit auf Grund der Tafeln der Versicherungsgesellschaften das Mutterland der Versicherung, England. England hat, wenn wir von den älteren auf Grund unzureichenden Materials und oft nicht einwandfreier Methoden konstruierten Sterbetafeln abstrahieren, drei durchaus moderne Sterbetafeln für die Todesfallversicherung gezeitigt[1]). Die erste dieser Tafeln ist die der 17 englischen Gesellschaften. Sie wurde 1843 veröffentlicht und beruht auf einem umfangreichen Beobachtungsmaterial, das der Periode 1762—1840 entstammt. Ein Mangel haftet der Tafel der 17 englischen Gesellschaften insofern an, als die Geschlechter nicht getrennt sind. Die Tafel hat nicht nur in England, sondern auch besonders in Deutschland, Oesterreich, Frankreich und Amerika lange Zeit eine dominierende Stellung unter den Sterbetafeln der Versicherungsgesellschaften eingenommen, selbst heute noch wird diese Tafel in grossem Umfange besonders von deutschen und österreichischen Gesellschaften mit Vorliebe benutzt[2]). Der Tafel der 17 englischen Gesellschaften folgte 1869 die berühmte Tafel der

1) Ueber die Konstruktion und das Material zu den Sterbetafeln der Versicherungsgesellschaften vergl. Les Assurances: Etudes théoriques et pratiques sur l'assurance sur la vie par Albert Chauftón. Tome 1. Paris 1884. — G. Knapp, Theorie des Bevölkerungswechsels. Braunschweig 1874. — H. Tarnke, Die Rechnungsgrundlagen der Lebensversicherung. Leipzig 1898. — Poterin du Motel, Paris 1899: Théorie des Assurances sur la vie. S. 159—170. — W. Karup, Handbuch der Lebensversicherung. Leipzig 1871. — Moniteur des Assurances: Les tables de mortalité aux Etats Unis par Xavier Renaud 1875 und Historique des tables Americaines de mortalité 1878. — C. Walford, Insurance Cyclopaedia. London 1871—80. — Besonders E. Roghé, Geschichte und Kritik der Sterblichkeitsmessung bei Versicherungsanstalten im Supplement XVIII der Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik. Jena 1891.

2) Ueber das Material und die Verwertung der Tafel zu Berechnungen vergl. ausser den in Anm. 1 angegebenen Werken auch die Quellenwerke, die unter Literatur angegeben sind. Ferner auch J. Neumann, Jahrbuch für das deutsche Versicherungswesen. Berlin 1901.

20 englischen Gesellschaften. Sie hat als Basis die Erfahrungen von 20 englischen Gesellschaften während der Periode 1720—1863 und ist nach Geschlechtern getrennt. Nach einem längeren Zeitraum veröffentlichte nun das Institute of Actuaries gegen Schluss des letzten Jahrhunderts eine auf einem bisher noch nicht erreichten Material fussende Sterbetafel, die wohl als das Vollkommenste, das bisher auf diesem Gebiete geleistet wurde, bezeichnet werden kann sowohl in bezug auf Umfang und Vortrefflichkeit des Materials als auch hinsichtlich der technischen Methode der Herstellung [1]). — Gehen wir nunmehr der Frage nach dem Rückgang der Sterblichkeit auf Grund der Sterbetafeln der Versicherungsgesellschaften nach und stellen wir zu diesem Zwecke die Ergebnisse nach der Tafel der 20 englischen Gesellschaften gegenüber den entsprechenden Ergebnissen nach der neuesten englischen Sterbetafel (1863—93), so bietet sich uns folgendes Bild.

Die Zunahme (+) resp. Abnahme (—) der Sterblichkeit der Tafel (1863—93) gegenüber der Tafel der 20 englischen Gesellschaften ausgedrückt in Prozenten der Sterblichkeit nach der Tafel der 20 englischen Gesellschaften.

	M.	W.		M.	W.
20—25	— 33.3	— 16.2	60—65	— 4.4	— 0.8
25—30	— 26.9	— 29.5	65—70	— 1.6	— 1.5
30—35	— 21.1	— 27.5	70—75	— 2.5	— 4.7
35—40	— 14.2	— 15.4	75—80	— 4.9	— 6.3
40—45	— 6.1	— 15 2	80—85	— 3.6	+ 22.8
45—50	— 7.1	— 12.4	85—90	— 0.8	+ 1.2
50—55	— 3.8	— 4.5	90—95	— 11.0	+ 14.6
55—60	— 2.8	± 0.			

Diese Tabelle veranschaulicht in trefflicher Weise die Wandlungen, denen die Sterblichkeit der auf den Todesfall Versicherten unterworfen war. Weisen die Zahlen auch keinen sehr regelmässigen Verlauf auf, was wohl grösstenteils dem Umstand zuzuschreiben ist, dass die Tafel nach den Erfahrungen 1863—93 nicht ausgeglichen ist, so sind sie doch ein deutlicher Beweis dafür, dass die Sterblichkeitsverhältnisse unter den englischen Versicherten sich erheblich gebessert haben. Die Tabelle lehrt, dass der Rückgang der Sterblichkeit der auf den Todesfall versicherten Personen sowohl für das männliche als auch für das weibliche Geschlecht vorzugsweise in die Altersklassen 20—25 bis 45—50 fällt. Er ist mit Ausnahme der Altersklasse 20—25 (relativ geringes Material!) in sämtlichen bezeichneten Altersklassen bedeutender bei dem weiblichen als bei dem männlichen Geschlecht. Nach dem Alter 50

1) E. Czuber, Die neuen englischen Sterblichkeitsmessungen (eine vergleichende Studie) im 6. Heft der Mitteilungen der österreichischen und ungarischen Versicherungstechniker und Masius Rundschau: Blätter für Versicherungswissenschaft, Versicherungsrecht und bemerkenswerte Vorgänge im Versicherungswesen. N. F. Jahrgang XII. Leipzig 1900. S. 264 u. f.

tritt in den folgenden Altersklassen zwar für beide Geschlechter ein weiterer Rückgang der Sterblichkeit ein, doch ist derselbe nur gering. Bei dem weiblichen Geschlecht tritt mit der Altersklasse 80—85 sogar eine Zunahme der Sterblichkeit ein. Die so gefundenen Ergebnisse würden noch eine Verschärfung in der Richtung eines bedeutenden Rückganges der Sterblichkeit in den Altersklassen 20—25 bis 45—50 erfahren, wenn man — dem Umstand Rechnung tragend, dass das den neuen englischen Sterbetafeln zugrunde liegende Material nach der Zeit des Versicherungsabschlusses in alte, neue und vereinigte Versicherungen differenziert ist — statt der unsern Berechnungen zugrunde liegenden Combined Experience Table (mit Gewinnbeteiligung, da die Zahl der dieser Kategorie von Versicherten angehörenden Personen bei weitem am grössten ist) die New Experience Table berücksichtigt hätte [1]). Interessant ist es nun, zu erfahren, in welcher Richtung diese Ergebnisse von den entsprechenden für ganze Bevölkerungen abweichen. Ich ziehe zu diesem Zwecke die Tabelle auf S. 47 zum Vergleich heran. Die Ergebnisse sind zwar nicht absolut vergleichbar, da die Perioden sich nicht decken. Doch dürfte der hierdurch begangene Fehler nicht sehr erheblich sein, da hier ja nicht die Sterblichkeitskoëffizienten nach der Bevölkerungsstatistik verglichen werden mit denen nach den Tafeln der Versicherungsgesellschaften, sondern nur die Differenzen je zweier Perioden. Es zeigt sich nun, dass wir dieselbe Tendenz, die wir bei den Sterbetafeln für ganze Bevölkerungen in bezug auf den Rückgang der Sterblichkeit antreffen, auch bei den Tafeln der Versicherungsgesellschaften finden. Die Sterblichkeit in den Altersklassen 20—25 bis 35—40 für das männliche Geschlecht und 20—25 bis 45—50 für das weibliche Geschlecht nimmt enorm ab. (Man achte besonders auf das Nebeneinandergehen des Rückganges der Sterblichkeit der beiden Geschlechter in den beiden Kategorien von Sterbetafeln innerhalb der einzelnen Altersklassen.) Auch für die folgenden Altersklassen besteht eine gewisse Uebereinstimmung, indem neben einer verhältnismässig geringen Znnahme der Sterblichkeit nach den Sterbetafeln für ganze Bevölkerungen eine sinkende Abnahme der Sterblichkeit nach den Sterbetafeln der Versicherungsgesellschaften einhergeht. Für das weibliche Geschlecht besteht noch ein Analogon insofern, als die höchsten Altersklassen nach beiden Arten von Sterbetafeln eine Zunahme der Sterblichkeit deutlich erkennen lassen. Ziehen wir nun in Betracht, dass bei der Tabelle auf S. 75 ausser den Wandlungen, denen die Sterblichkeit in einer Bevölkerung unterworfen ist, auch die Schwankungen, die die ärztliche und soziale Auslese und auch die spekulative Selbstauslese bedingen, berücksichtigt werden müssen, so werden sich in der Tat die zwischen beiden Tafeln bestehenden Differenzen daraus leicht

1) E. Czuber, Die neuen englischen Sterblichkeitsmessungen S. 6 u. 7.

erklären lassen. Dass die Sterblichkeit nach den Tafeln der Versicherungsgesellschaften fast durchweg zurückgegangen ist, muss dem Umstand zugeschrieben werden, dass die ärztliche Auslese eine bessere wurde als früher und dass ausserdem wegen der grösseren Verbreitung der Versicherung die spekulative Selbstauslese zurückgegangen ist, demgegenüber das andere Moment, das auf eine Erhöhung der Sterblichkeit wirkt — die verminderte soziale Auslese —, nicht zu erheblich in Anrechnung zu bringen sein dürfte. Die verbesserte ärztliche Auslese dürfte auch der Grund dafür sein, dass gerade in den mittleren Altersklassen ein auch gegenüber den Ergebnissen der Bevölkerungstafeln besonders starker Rückgang der Sterblichkeit stattgefunden hat. In diesen Altersklassen muss naturgemäss, da in ihnen ja die meisten Eintritte in die Versicherung stattfinden, die Wirkung dieses Momentes eine besonders intensive sein. Die scheinbare Ausnahme von dieser Tatsache in den Altersklassen 20—25 und 25—30 beweist nichts hiergegen, da in diesen Altersklassen das Beobachtungsmaterial der Versicherungsanstalten verhältnismässig nur gering ist. Lässt schon die Gegenüberstellung der Ergebnisse nach der Tafel der 20 englischen Gesellschaften mit denen der neuen englischen Sterbetafel (1863—93) einen erheblichen Rückgang der Sterblichkeit erkennen, so würde dieser zweifellos noch grösser werden, wenn es angängig wäre, die nicht nach Geschlechtern unterschiedene Sterbetafel der 17 englischen Gesellschaften mit der neuen englischen Sterbetafel, bei der die Geschlechter getrennt sind, zu vergleichen. Dieses geht unmittelbar aus einer Gegenüberstellung der Ergebnisse nach der Tafel der 17 englischen Gesellschaften mit der ebenfalls nicht nach Geschlechtern differenzierten Tafel der 20 englischen Gesellschaften hervor[1]). Erstere weist mit Ausnahme der Altersklassen 40—45, 45—50 und 75—80, in denen die Sterblichkeit nach der Tafel der 17 englischen Gesellschaften ein wenig geringer ist als nach der Tafel der 20 englischen Gesellschaften, durchweg eine höhere Sterblichkeit auf. So sehr das englische Material geeignet ist, der Frage nach dem Rückgang der Sterblichkeit der auf den Todesfall versicherten Personen nachzugehen, so wenig gilt dieses von den entsprechenden Sterbetafeln anderer Länder. Der Grund hierfür liegt in der lange Zeit bestehenden Abhängigkeit der Versicherungsgesellschaften des Kontinents und Amerikas von England.

1) Das Geschlechterverhältnis, das nach der Tafel der 20 englischen Gesellschaften 8 : 1 beträgt, dürfte nicht sehr gegenüber dem der Tafel der 17 englischen Gesellschaften variieren. Wir besitzen zwar keine genaue Kenntnis über das Geschlechterverhältnis der Polizen (83 905), die das Material zur Tafel der 17 englischen Gesellschaften bilden, doch wissen wir, dass es für ungefähr die Hälfte desselben etwa 9 : 1 betrug. Vergl. E. Roghé, Geschichte und Kritik der Sterblichkeitsmessung bei Versicherungsanstalten. Jena 1891. S. 54 u. 63 und J. Neumann, Jahrbuch für das deutsche Versicherungswesen. Berlin 1901. S. 500.

England ist das Land, das lange Zeit das Ausland in ausgedehntestem Masse mit Sterbetafeln versorgte. Die grosse Verbreitung, deren sich selbst ganz veraltete aus englischem Material abgeleitete Sterbetafeln in vielen Staaten bis auf den heutigen Tag erfreuen, trotzdem es längst erwiesen ist, dass die Sterblichkeit der englischen Versicherten oft sehr erheblich abweicht von der Sterblichkeit der Versicherten in anderen Staaten (man vergleiche die Sterblichkeitskoëffizienten nach den englischen Sterblichkeitstafeln mit den entsprechenden Sterblichkeitstafeln anderer Länder; siehe Tabellenwerk), ist nur zu bekannt. Erst in neuerer Zeit hat sich in den grossen Kulturstaaten auf Grund der gemachten Erfahrungen immer mehr die Erkenntnis Bahn gebrochen, dass es durchaus nötig ist, Sterbetafeln zu besitzen, die die konkrete Sterblichkeit der Versicherten innerhalb ihrer eigenen Gebiete zum Ausdruck bringt. Von deutschen Sterbetafeln auf den Todesfall, die diesem Bedürfnis entsprechen, entstanden auf diese Weise die Tafeln der Gothaer Lebensversicherungsbank aus ihren eigenen Erfahrungen und die deutschen Sterblichkeitstafeln von 23 Lebensversicherungsgesellschaften. Die Tafel der Gothaer Lebensversicherungsbank vom Jahre 1880 gründet sich auf die Erfahrungen an den bei der Lebensversicherungsbank innerhalb des 50jährigen Zeitraumes 1829—78 Versicherten. Das Material ist ziemlich umfangreich und nach Geschlechtern getrennt. Im Anhang ist nur die ausgeglichene Tafel für das männliche Geschlecht wiedergegeben, da die Beteiligung des weiblichen Geschlechtes an der Versicherung nur sehr gering ist (4759 Frauen, 76 986 Männer)[1]). Ueberflügelt wurde diese Leistung der Gothaer durch die bereits erwähnten 1883 veröffentlichten deutschen Sterbetafeln. Diese Tafeln stützen sich auf die Beobachtungen von 23 Lebensversicherungsgesellschaften vom Tage der Geschäftseröffnung bis zum 31. Dezember 1875. Nach Umfang des Materials und Genauigkeit der Methode der Ermittelung der Sterblichkeit nach dem Alter[1]) sind diese Tabellen zweifelsohne die bedeutendste Leistung auf dem Gebiete des deutschen Versicherungswesens. Wenn auch zugegeben werden muss, dass sie den jetzigen Verhältnissen nicht mehr genau entsprechen, da der grosse Rückgang der Sterblichkeit in den letzten Dezennien in ihnen nicht zum Ausdruck kommt, und dass ferner das Material als teilweise veraltet bezeichnet werden muss, so ist ihr Wert doch ein eminent grosser[1]). Wie sehr die Tafeln einem Bedürfnis der Zeit entsprachen, geht am deutlichsten aus der grossen Verbreitung hervor, die sie in Deutschland gefunden haben. Ferner werden sie in Oesterreich, in der Schweiz, ja sogar in Russland verwendet[2]). Im Tabellen-

1) J. Neumann, Jahrbuch für das deutsche Versicherungswesen. Berlin 1891. S. 501 und E. Roghé, Geschichte und Kritik der Sterblichkeitsmessung bei Versicherungsanstalten. Jena 1891. S. 78 u. f.

2) Tarnke, Die Rechnungsgrundlagen der Lebensversicherung. Leipzig 1898. S. 24.

werk sind nur die Tafeln M^{I} W^{I} und M und W_{I}, die für die Versicherung mit vollständiger ärztlicher Untersuchung gelten, sowie die Tafeln M^{III} W^{III} und M und W^{III}, die für die Versicherung von Personen mit unvollständiger ärztlicher Untersuchung (Sterbekassenversicherung) Gültigkeit haben, wiedergegeben. Für unsere Untersuchung der Frage nach dem Rückgang der Sterblichkeit versicherter Leben kommen diese Tafeln nicht in Betracht, da uns ältere deutsche Sterbetafeln, die die Sterblichkeit versicherter Personen wiederspiegeln und die zum Vergleich heranzuziehen wären, fehlen. Wenn trotzdem im Anhang auch die Sterblichkeitskoëffizienten nach diesen Tafeln angegeben sind, so geschah es, um die grossen Abweichungen, die die Sterblichkeit versicherter Personen in den einzelnen Staaten erfährt, zu demonstrieren [1]). Ein tieferes Eingehen auf die Frage, inwieweit die modernen Sterbetafeln der einzelnen Staaten mit einander differieren — deren Erforschung natürlich die Tabellen gestatten — liegt ausserhalb des Rahmens dieser Abhandlung. Für uns kommt es nur darauf an, zu zeigen, wie wichtig es für das Blühen und Gedeihen der Lebensversicherung in den einzelnen Staaten ist, eigene Sterbetafeln für die Versicherten zu besitzen. Demselben Zweck dient die Wiedergabe der aus der französischen Sterbetafel A. F., aus der amerikanischen Sterbetafel von 1868 und aus der Sterbetafel der 30 amerikanischen Gesellschaften berechneten Sterbekoëffizienten. Die drei erwähnten französischen und amerikanischen Sterbetafeln, deren Entstehen ebenfalls dem Drang, sich von England unabhängig zu machen, zuzuschreiben ist, sind den entsprechenden deutschen und englischen Leistungen ebenbürtig zur Seite zu stellen. Die französische Sterbetafel ist berechnet auf Grund der Erfahrungen von 4 französischen Gesellschaften während der Zeit 1819—87. Ihr liegt ein sehr umfangreiches Material zugrunde. Die Geschlechter sind ebenso wie bei der amerikanischen Sterbetafel nicht getrennt [2]). Die amerikanische Sterbetafel aus den Erfahrungen der Mutual Life Insurance in dem Zeitraum 1845—63, wie auch die Tafel der 30 amerikanischen Gesellschaften, deren Material aus den Erfahrungen von 30 amerikanischen Gesellschaften vom Anfang ihres Geschäftes an bis zum 31. Dezember 1874 besteht, fusst auf einem sehr umfangreichen Beobachtungsmaterial. Bei der Tafel der 30 amerikanischen Gesellschaften sind die Geschlechter getrennt [3]).

1) Für einen Vergleich der Sterblichkeitskoeffizienten nach der Tafel M^{I} mit den entsprechenden nach der Tafel der Gothaer aus ihren eigenen Erfahrungen 1829—78 ist zu berücksichtigen Dr. Emminghaus' Erwiderung auf den Artikel »Sterbetafel und Prämienreserve« in Zeitschrift für Versicherungswesen 1897 No. 43, 45.

2) Näheres über die französische Sterbetafel in Poterin du Motel op. cit. S. 165—170 und J. Neumann, Jahrbuch für das deutsche Versicherungswesen. Berlin 1891. S. 502.

3) Näheres in C. Walford, Insurance Cyclopaedia. London 1871—80. V.

An die bisherigen Erörterungen, aus denen folgte, dass wir mit Ausnahme Englands z. Z. noch nicht in der Lage sind, die Wandlungen der Sterblichkeit auf Grund der Sterbetafeln für die Todesfallversicherung nachzuweisen, wollen wir nunmehr eine Tabelle anreihen, die uns die zwischen der Sterbetafel der Gothaer aus ihren eigenen Erfahrungen (1829—78) und zwischen der Gothaer Tafel nach Babbage bestehenden Unterschiede zur Anschauung bringt. Diese Tabelle gestattet den Einwand, dass sie hervorgegangen ist aus der Gegenüberstellung zweier Sterbetafeln, die streng genommen nicht vergleichungsfähig sind, weil die hier benutzte Sterbetafel der Gothaer aus ihren eigenen Erfahrungen (1829—78) im Gegensatz zur Babbagetafel der Gothaer nicht die Frauensterblichkeit berücksichtigt und deshalb einen wenn auch nur geringen Fehler (bei dem minimalen weiblichen Beobachtungsmaterial der Gothaer) involviert[1]). Sie hat den Zweck, nachzuweisen, inwieweit die im nächsten Abschnitt ausführlich behandelte Frage der wirklichen und erwartungsmässigen Sterbefälle in den Sterbetafeln zum Ausdruck kommt. Da zur Zeit die Gothaer Lebensversicherungsbank die einzige Versicherungsgesellschaft ist, deren Material einen solchen Vergleich zulässt, so gewinnt eine solche Betrachtung ein erhöhtes Interesse.

Zunahme (+) resp. Abnahme (—) der Sterblichkeit der Erfahrungstafel der Gothaer Lebensversicherung (1829—78) gegenüber der Tafel der Gothaer nach Babbage ausgedrückt in Prozenten der Sterblichkeit der Tafel der Gothaer nach Babbage.

15—20	— 13.0	55—60	+ 0.7
20—25	— 24.0	60—65	+ 15.8
25—30	— 34.2	65—70	+ 27.6
30—35	— 35.8	70—75	+ 23.6
35—40	— 33.9	75—80	+ 0.8
40—45	— 19.0	80—85	— 17.4
45—50	— 14.1	85—90	— 31.0
50—55	— 9.8		

Die Tabelle zeigt, dass die Sterblichkeit bei der Gothaer Lebensversicherungsbank nach der Erfahrungstafel (1829—78) in den Altersklassen 15—20 bis 50—55 und 80—90 hinter der von der Anstalt benutzten Babbagetafel zurückbleibt. In den Altersklassen 55—60 bis 75—80 war sie hingegen zum Teil recht erheblich (Altersklasse 60—65 bis 70—75) grösser als nach der Gothaer Babbagetafel.

American Tables of Mortality, ferner: Moniteur des assurances: Les Tables de mortalité aux Etats Unis par Xavier Renaud 1875 p. 94 und Historique des Tables Américaines de Mortalité 1878 p. 142. Ferner L. Meech, System and Tables of Life Insurance 1881.

1) Die Tafel der Gothaer aus ihren Erfahrungen für Männer (1829—78) wurde deshalb der nicht nach Geschlechtern getrennten Tafel vorgezogen, weil sie von den Gothaer Erfahrungstafeln (1829—78) allein ausgeglichen ist und deshalb zum Vergleich mit der ebenfalls ausgeglichenen Tafel der Gothaer nach Babbage mir geeigneter schien.

Diese eingestreuten Bemerkungen über die Abweichungen der Sterblichkeit nach den beiden erwähnten Tafeln werden im folgenden Abschnitt, auf den ich hier verweise, anlässlich der Besprechung der wirklichen und erwartungsmässigen Sterbefälle ihre Ergänzung finden. Für einen Vergleich mit den Ergebnissen der Bevölkerungsstatistik, den wir immer im Auge zu behalten haben, kommt diese Tabelle nicht in Betracht, da die eine Tafel auf deutschem, die andere auf englischem Material fusst.

Dem Gang, den die bisherige Untersuchung der Frage nach dem Rückgang der Sterblichkeit auf Grund der Tafeln der Versicherungsgesellschaften nahm, folgend, wenden wir uns nunmehr den Ergebnissen zu, die wir für die Leibrentenversicherung resp. Versicherung auf den Erlebensfall gefunden haben. Wie bereits früher dargelegt, werden für die Rentenversicherungen besondere von den Tafeln der Todesfallversicherung in der Richtung einer verminderten Sterblichkeit abweichende Sterbetafeln verwertet. Was die Beteiligung der einzelnen Geschlechter an der Rentenversicherung betrifft, so überwiegt ganz im Gegensatz zur Versicherung auf den Todesfall das weibliche Geschlecht in recht beträchtlicher Zahl. Dieses erklärt sich daraus, dass im allgemeinen Männer der besitzenden Schichten der Bevölkerung — und um diese handelt es sich doch fast ausschliesslich — eher in der Lage sind, sich ihren Unterhalt zu erwerben, als Frauen. Bei letzteren stehen meist überkommene Standesvorurteile der Ausübung eines Berufes entgegen. Für diese ist also die Rentenversicherung eine willkommene Versorgung für das Alter im Falle, dass der Ernährer stirbt. Die ärztliche Auslese fällt naturgemäss bei dieser Kategorie von Versicherten weg, da die Versicherungsgesellschaften selbst ein Interesse daran haben, einen gesundheitlich möglichst ungünstigen Bestand an Rentenversicherten zu haben. Recht bedeutsam ist hingegen die Wirkung der spekulativen Auslese, die bei der Rentenversicherung ein Sinken des Sterblichkeitsniveaus bewirkt. Wie erheblich die Wirkung dieses Faktors ist, erhellt aus der Tatsache, dass die Sterblichkeit der auf den Tod Versicherten trotz der ärztlichen Auslese erheblich höher ist als die der Rentenversicherten. Ein Beweis, dass sich die spekulative Auslese zuverlässiger erweist als die ärztliche. Aufschluss über die Sterblichkeit von Rentnern können deshalb nur solche Tafeln geben, die aus Erfahrungen an Rentenversicherten gewonnen sind.

Für Deutschland besitzen wir mehrere solcher Tafeln, denen deutsches Rentnermaterial als Grundlage diente. Die älteste dieser Tafeln ist die Brunesche Tafel. Sie beruht auf den 69jährigen Erfahrungen von 1776—1845 der königlich preussischen allgemeinen Witwenverpflegungsanstalt und wurde 1847 veröffentlicht[1]). Das Material ist ver-

1) Näheres über die Rentnersterbetafeln findet sich in J. Neumann, Jahr-

hältnismässig gross und nach Geschlechtern getrennt. Eine Erweiterung der Brune-Tafeln bilden die Brune-Fischer-Tafeln, denen das Material derselben Anstalt von 1756—1852 zur Grundlage diente und die nach einer sorgfältigen Ausgleichungsmethode berechnet sind. Diesen älteren deutschen Rentnertafeln stehen als Tafeln jüngeren Datums gegenüber: die Sterbetafel der preussischen Rentenversicherungsanstalt, die auf den Erfahrungen der genannten Anstalt in den Jahren 1838—45 beruht, sie wurde 1875 veröffentlicht. Im Anhang wurde nur die von der Gesellschaft benutzte Tafel, die nicht nach dem Geschlecht differenziert ist, wiedergegeben. Ferner ist zu erwähnen die Sterbetafel der Altersrentenbank zu Dresden, die 1891 veröffentlicht wurde und auf den eigenen Erfahrungen der Bank für die Jahre 1859—89 beruht. Die Tafel, die vom Alter 62 an sich an die Erfahrungen der preussischen Rentenversicherungsanstalt anschliesst, unterscheidet nicht zwischen Männer- und Frauensterblichkeit. Ein weit erheblicheres Material, als wir es bei den beiden zuletzt erwähnten Sterbetafeln antreffen, bildet die Basis der deutschen »Rentnersterbetafel«. Nicht weniger als 24 deutsche, 11 österreichische und 3 schweizerische Gesellschaften lieferten das Material zu dieser Tafel, das die Ergebnisse der erwähnten Gesellschaften bis zum 31. Dezember 1881 bildet. Die Geschlechter sind bei dieser Tafel getrennt. — Auch bei Betrachtung der Rentnersterbetafeln wurden, wie das in analoger Weise bei der Erörterung der Sterbetafeln für die Versicherung auf den Todesfall geschah, im Anhang die Sterblichkeitskoëffizienten nach den sämtlichen erwähnten Sterbetafeln angegeben, um zugleich eine Uebersicht zu geben über die Sterblichkeitsaussichten in den verschiedenen Altersklassen nach den verschiedenen Rentnersterbetafeln[1]). Für die Frage nach dem Rückgang der Sterblichkeit auf Grund der Rentnersterbetafeln kommen indessen von älteren Tafeln nur die Brune- resp. Brune-Fischer-Tafeln in Betracht — ich habe die Brune-Tafeln als Basis des Vergleichs genommen — von neueren Tafeln eignet sich am besten zum Vergleich die nach dem Geschlecht differenzierende und auf einem umfangreichen Material ruhende deutsche Rentnersterbetafel[2]).

buch für das deutsche Versicherungswesen. Berlin 1901. S. 503 und 504, ferner in E. Roghé, Geschichte und Kritik der Sterblichkeitsmessung bei Versicherungsanstalten. Jena 1891. Siehe dort die betreffenden Ausführungen über Brune S. 47 u. f. und besonders B. Schmerler, Die Sterblichkeitserfahrungen unter den Rentenversicherten. Berlin 1893. — Ueber den Wert der Brunetafel siehe Westergaard, Mortalität und Morbilität. Jena 1901. S. 93.

1) Vergl. B. Schmerler, Die Sterblichkeitserfahrungen unter den Rentenversicherten S. 20–24.

2) Diese Tafeln wurden von B. Schmerler aus dem detailliert vorliegenden Material, das der deutschen Rentnersterbetafel für Männer und Frauen zu Grunde lag, berechnet. Vergl. B. Schmerler op. cit. S. 24 und 25. Ausser dieser Ta-

Zunahme (+) resp. Abnahme (—) der Sterblichkeit nach der deutschen Rentnersterbetafel (1891) gegenüber der Brune-Tafel (1847), ausgedrückt in Prozenten der Sterblichkeit nach der Brune-Tafel (1847).

	M.	W.		M.	W.
25—30	— 0.4	— 72.5	60—65	— 21.5	— 33.8
30—35	— 38.3	— 71.0	65—70	— 22.7	— 36.2
35—40	— 57.9	— 60.9	70—75	— 18.9	— 35.2
40—45	— 40.5	— 46.1	75—80	— 13.7	— 27.5
45—50	— 23.9	— 37.6	80—85	— 10.4	— 21.9
50—55	— 17.4	— 36.2	85—90	— 27.2	— 8.2
55—60	— 17.5	— 35.5	90—95	—	+ 5.7

Aus der Tabelle geht hervor, dass (mit Ausnahme der Altersklasse 90—95 für das weibliche Geschlecht) in sämtlichen Altersklassen die Sterblichkeit zurückgegangen ist. Besonders erheblich ist der Rückgang der Sterblichkeit in den Altersklassen 30—45 für das männliche und 25—45 für das weibliche Geschlecht. Doch bleibt der Rückgang der Sterblichkeit auch noch in sämtlichen darauf folgenden Altersklassen recht beträchtlich. In den höchsten Altersklassen macht sich die Tendenz einer Verminderung des Rückganges der Sterblichkeit deutlich bemerkbar. In der höchsten Altersklasse 90—95 tritt sogar für das weibliche Geschlecht ein Umschwung in der Richtung einer grösseren Sterblichkeit der deutschen Rentnersterbetafel gegenüber der Brune-Tafel ein. Auffallend ist der besonders starke Rückgang der Sterblichkeit der Frauen, der fast durchweg das $1^1/_2$- bis 2fache des Rückganges der Männersterblichkeit beträgt. Ein zum Teil ungewöhnlich hoher Rückgang der Sterblichkeit der deutschen Rentnersterbetafel gegenüber der Brune-Tafel tritt uns hier — selbst wenn wir von den beiden ersten Altersklassen 25—30 und 30—35 (geringes Material!) absehen — in voller Klarheit entgegen. Zur Klärung und richtigen Würdigung der konstatierten Wandlung der Sterblichkeit der deutschen Rentenversicherten diene folgendes: Das Material, das der Brune-Tafel zur Grundlage diente, ist in gesundheitlicher Beziehung nicht gleichwertig. Die Männer wurden nämlich nur nach dem gelieferten Beweis ihrer vollständigen Gesundheit in die Versicherung aufgenommen, die Frauen hingegen, wie es bei dem Zweck der Anstalt natürlich ist und auch durchaus im Interesse der Versicherung liegt, ohne jeden Ausweis über ihre Gesundheit[1]). Die Folge solcher unterschiedlichen Behandlung der beiden Geschlechter ist natürlich die, dass bei den Männern nicht nur eine spekulative Selbstauslese wie bei

belle kommen noch in Betracht die Tafeln M^{IV} und W^{IV} der 23 deutschen Gesellschaften, doch sind diese Tafeln nicht ausgeglichen. Die Sterblichkeit nach dieser Tafel ist im allgemeinen viel ungünstiger als die nach der deutschen Rentnersterbetafel. Vergl. L. v. Bortkiewicz, Artikel: Sterblichkeit und Sterblichkeitstafeln im Supplementband zum Handwörterb. d. Staatsw. S. 734.

1) E. Roghé, Geschichte und Kritik der Sterblichkeitsmessung bei Versicherungsanstalten. Jena 1891. S. 51.

den gewöhnlichen Rentnern sondern gleichsam eine potenzierte spekulative Auslese statthat, indem die spekulative Auslese durch die ärztliche Untersuchung eine nachdrückliche Bekräftigung erfährt, die bewirkt, dass der Rückgang der Sterblichkeit bei den Männern besonders in den für die Versicherung am meisten in Betracht kommenden mittleren Altersklassen etwa bis zum Alter 60 weniger intensiv sein musste als bei den Frauen. Wenn dieser Einfluss, dessen Höhe sich natürlich nicht a priori bestimmen lässt, auch nicht allzuschwerwiegend sein dürfte, da im allgemeinen die Menschen, die eine Rentenversicherung eingehen, selbst schon in bezug auf ihr körperliches Wohlsein das Richtige zu treffen pflegen, so ist dieses dennoch als ein Moment, das seine Wirkung in dem erwähnten Sinne ausübt, in Anrechnung zu setzen. Ferner ist zu bedenken, dass das der preussischen Witwenverpflegungsanstalt zugrunde liegende Material auch insofern nicht dem Material der deutschen Rentnersterbetafel ebenbürtig ist, als die Mitglieder der preussischen Witwenverpflegungsanstalt im allgemeinen sich nicht in so glänzender Vermögenslage befinden werden als sonstige Rentenversicherte. Die soziale Auslese ist bei der preussischen Witwenversorgungsanstalt weniger intensiv als bei den Rentnern, die das Material zur deutschen Rentnersterbetafel lieferten. Dieses ist aber ebenfalls ein Faktor, der dazu beiträgt, den Rückgang der Sterblichkeit erheblicher scheinen zu lassen, als er wirklich ist. Sodann ist noch zu erwähnen, dass auch die spekulative Selbstauslese bei den Versicherten, die das Material zur deutschen Rentnertafel lieferten, intensiver sein dürfte als bei der preussischen Witwenverpflegungsanstalt, die hauptsächlich einen bestimmten sozialen Zweck verfolgt. Auch dieses Moment wirkt natürlich in der Richtung eines erhöhten Rückganges der Sterblichkeit. Von grosser Bedeutung für die Höhe der Sterblichkeit der Rentenversicherten ist schliesslich auch die Höhe des Prozentsatzes der Personen, die der betreffenden Sterbetafel als Grundlage dienten und erst seit kurzer Zeit der Versicherungsgesellschaft als Mitglied angehörten. Wie nämlich bei der Versicherung auf den Todesfall die Wirkung der ärztlichen Auslese mit zunehmender Versicherungsdauer abnimmt, so zeigt auch die spekulative Selbstauslese bei der Rentenversicherung — wenn auch in schwächerem Masse — ähnliche Aenderungen in der Sterblichkeit, indem mit dem Wachsen der seit dem Renteneinkauf verflossenen Zeit auch die Sterblichkeit zunimmt[1]). Inwieweit letzteres Moment beim Vergleich der beiden erwähnten Sterbe-

---

1) Vergl. die neuesten Ergebnisse hierüber in: Prof. E. Czuber, Die neuen englischen Sterblichkeitsmessungen in Heft 6 der Mitteilungen des Verbandes der österreichischen und ungarischen Versicherungstechniker S. 11. Siehe ferner B Schmerler, Die Sterblichkeitserfahrungen unter den Rentenversicherten. Berlin 1893. S. 70—71.

tafeln eine Rolle spielt, entzieht sich leider unserer Beurteilung; doch dürfte die Wirkung gerade dieses Faktors keine zu unterschätzende sein.

Wir wenden uns nunmehr den Ergebnissen nach den französischen Rentnersterbetafeln zu. In Frankreich wurde lange Zeit die aus französischem Tontinistenmaterial berechnete Tafel von Déparcieux den Rentenberechnungen zugrunde gelegt. Wie bereits früher (S. 33) dargetan ist, ist diese die erste korrekt berechnete Versicherungssterbetafel. Das Material entstammt dem Zeitraum 1689 bis 1742 und ist nicht nach Geschlechtern getrennt. 1860 wurde die Déparcieux-Tafel für die Alter nach 50, für die die Tafel von Déparcieux eine zu rasche Sterblichkeit angab, durch die Table d'expérience ersetzt, der die Erfahrungen von 3 französischen Gesellschaften als Grundlage dienten. Für die Alter bis 50 behielt man die Tafel von Déparcieux bei, sei es, dass man noch nicht eine genügende Zahl von Beobachtungen für diese Alter gesammelt hatte, sei es, dass sich nur geringe Differenzen mit der Tafel von Déparcieux herausgestellt hatten. Die Tafel der drei französischen Gesellschaften (»Assurances générales«, »Nation« und »Union«) scheint nun in der Tat die Sterblichkeit unter den französischen Rentnern um die Mitte des 19. Jahrhunderts ziemlich getreu zu reflektieren, jedenfalls galt sie noch um die Mitte der achtziger Jahre als die beste französische Rentnersterbetafel[1]). In jüngster Zeit ist das französische Lebensversicherungswesen mit einer neuen Rentnertafel an die Oeffentlichkeit getreten. Diese neue Rentnertafel R. F., die 1895 veröffentlicht wurde, ist, was den Umfang des verwendeten Materials als auch die Vollkommenheit in der technischen Herstellung anlangt, als die bedeutendste französische Leistung auf diesem Gebiete anzusehen. (Das Material ist weit umfangreicher als das der deutschen Rentnertafel als Grundlage dienende.) Die Tafel R. F. stützt sich auf die Erfahrungen von 7 französischen Gesellschaften (darunter die drei bereits erwähnten Gesellschaften) während des Zeitraumes von 1819—1889. Das Beobachtungsmaterial ist nicht nach den Geschlechtern getrennt. Eine durchaus moderne französische Rentnersterbetafel ist auch die auf Grund der bei der Caisse nationale des retraites pour la vieillesse gemachten Erfahrungen konstruierte Tafel C. R. Da sie jedoch für die Erforschung des Rückganges der Sterblichkeit unter den französischen Rentnern weniger geeignet ist als die Tafel R. F., weil im allgemeinen die bei der staatlichen Altersrentenkasse Versicherten eine von der Sterblichkeit anderer Rentenversicherten in ungünstigem Sinne abweichende Sterblichkeit aufweisen, so habe ich von ihrer Wiedergabe abgesehen. Der Rückgang der Sterblichkeit gestaltet sich fol-

1) Les Assurances, Etudes théoriques et pratiques par Albert Chaufton. Paris 1884. S. 21—22.

gendermassen nach den verschiedenen französischen Rentnersterbetafeln.

Zunahme (+) resp. Abnahme (—) der Sterblichkeit der Sterbetafel R. F. gegenüber der Sterbetafel von Déparcieux und der der drei französischen Gesellschaften, ausgedrückt in Prozenten der Sterblichkeit der Déparcieuxschen Tafel (Spalte 1) resp. der der drei französischen Gesellschaften (Spalte 2).

	Spalte 1		Spalte 1	Spalte 2
10—15	— 45.8	50—55	— 27.4	+ 1.4
15—20	— 26.2	55—60	— 22.2	+ 12 4
20—25	— 32.8	60—65	— 10.2	+ 19.2
25—30	— 39.7	65—70	— 11.7	+ 19.9
30—35	— 38.4	70—75	— 14.9	+ 12.2
35—40	— 29.6	75—80	— 12.0	+ 12.9
40—45	— 17.7	80—85	— 11.3	+ 11.4
45—50	— 18.7	85—90	— 11.5	—

Die Tabelle gibt uns im allgemeinen dasselbe Bild, das uns im ganzen Verlauf unserer Untersuchung begegnete. Einem durchschnittlich sehr starken Rückgang der Sterblichkeit in den Altersklassen bis etwa 60 folgt ein weniger starker Rückgang der Sterblichkeit in den folgenden Altersklassen, der beim Vergleich der Tafel R. F. mit der Tafel von Déparcieux bis ins Greisenalter sich noch auf ziemlicher Höhe hält. Der starke Rückgang der Sterblichkeit nach dem Alter 50 kehrt sich in das Gegenteil, wenn wir die Tafel der drei französischen Gesellschaften zum Vergleich mit der Tafel R. F. heranziehen. Erstere Tafel weist für sämtliche Alter von 50—55 ab eine niederere Sterblichkeit auf als die Tafel R. F. Besonders erheblich ist die Zunahme der Sterblichkeit in den Altersklassen 60—70.

Zur Beurteilung dieser Ergebnisse ist darauf zu verweisen, was wir bei Besprechung der Konstruktion der Tafel von Déparcieux ausführten. Hiernach unterliegt es keinem Zweifel, dass die Tafel von Déparcieux für exakte Sterblichkeitsmessungen wenig brauchbar ist. Der relativ geringe Umfang des Materials, besonders aber die grosse Weite der Altersspielräume lassen ihren Wert für die Frage des Rückganges der Sterblichkeit nur gering erscheinen[1]). Immerhin darf der Tafel doch insofern eine gewisse Bedeutung zugesprochen werden, als sie die Möglichkeit gewährt, der immerhin interessierenden Frage nach der Richtung, in der der Rückgang der Sterblichkeit erfolgte, nachzugehen. Ein Vergleich der Tafel R. F. mit der Tafel von Déparcieux lässt nun, wie bereits angedeutet, ersehen, dass in bezug auf die Richtung, in der die Sterblichkeitsabnahme der französischen Rentenversicherten erfolgte, die Déparcieux-Tafel keine Abweichungen von den bisherigen Ergebnissen über den Rückgang der Sterblichkeit in den einzelnen Altersklassen ergibt. Auch hier begegnen wir derselben Erscheinung, die

1) E. Roghé, Geschichte und Kritik der Sterblichkeitsmessung bei Versicherungsanstalten. Jena 1891. S. 11.

bisher die Aufmerksamkeit fesselte: Ein starker Rückgang der Sterblichkeit in den mittleren Altersklassen wird von einem verminderten in den höheren abgelöst. Inwieweit die Ergebnisse der Spalte 1 als richtige Ausdrücke der Veränderung der französischen Rentnersterblichkeit anzusehen sind, möge dabei unerörtert bleiben. Recht lehrreich sind nun die Ergebnisse der Spalte 2. In ihnen tritt uns eine ähnliche Erscheinung entgegen, die wir früher bei der französischen Gesamtbevölkerung schon kennen lernten. Wir fanden nämlich früher mit Ausnahme der Altersklasse 80—85, für die wir einen minimalen Rückgang der Sterblichkeit konstatieren konnten, für sämtliche Altersklassen 50—55 bis 75—80 eine z. T. nicht unbedeutende Zunahme der Sterblichkeit. Bedenken wir nun, dass das Material zur Tafel der 3 französischen Gesellschaften nicht sehr umfangreich ist und berücksichtigen wir, dass zeitliche Verschiebungen in bezug auf die Wirkung der sozialen Auslese und der spekulativen Selbstauslese stattgefunden haben, deren Wirkung sich nicht a priori feststellen lässt, so lassen sich in der Tat die zwischen den Ergebnissen nach beiden Arten von Sterbetafeln bestehenden Unterschiede aus den erwähnten Faktoren ohne Mühe erklären.

Wie in Deutschland und Frankreich neue Rentnersterbetafeln an die Stelle der alten traten, so auch in England. Die erste bedeutende Leistung auf diesem Gebiete war die von J. Finlaison berechnete Rentnersterbetafel von 1829. Sie fusst bereits auf einem sehr umfangreichen Material, das dem 18. Jahrhundert und den ersten Dezennien des 19. Jahrhunderts entstammt und ist nach Geschlechtern getrennt. Die Arbeit wurde in der nämlichen Weise von A. G. Finlaison fortgesetzt und 1860 veröffentlicht[1]). Da das Material umfangreicher war, habe ich diese Tabelle im Anhang wiedergegeben. Ich habe mich aber begnügt, nur die Daten für die Männer mitzuteilen, da nach neueren Untersuchungen der Wert dieser Tafeln für die Sterblichkeitsmessung sehr umstritten ist[2]). Von grosser Bedeutung für die Untersuchung der Sterblichkeit nach den englischen Rentnersterbetafeln sind nun die englischen Rentnersterbetafeln vom Jahre 1883. Sie sind berechnet von Alex. J. Finlaison und fussen auf den Erfahrungen der englischen Staatsrentenbank während des Zeitraumes 1808 bis 1875. Das Beobachtungsmaterial ist sehr umfangreich[3]) und nach dem Geschlecht getrennt. Die Arbeiten von A. J. Finlaison sind auch insofern von Interesse, als derselbe Tafeln konstruiert hat, die die Anzahl der Jahre, die seit dem Renteneinkauf verflossen sind, berücksichtigen, ein Verfahren, das auch bei den neuen englischen Rentnersterbetafeln

1) Näheres in E. Roghé op. cit. S. 23—38.
2) Ders. S. 37 und 38.
3) Schmerler op. cit. S. 10.

eingehalten ist. Die neuesten englischen Rentnersterbetafeln, die die Sterblichkeit der englischen Rentenversicherten während 1863—93 zum Ausdruck bringen, sind nun wie die gleichzeitig publizierten Ergebnisse für die Todesfall-Versicherten bei weitem das Hervorragendste, das bisher in England in bezug auf Rentnersterbetafeln geleistet wurde [1]). Leider liegen uns z. Z. noch nicht die ausgeglichenen Sterbetafeln vor. Die Ergebnisse mussten deshalb auf Grund der unausgeglichenen Tafeln berechnet werden.

Zunahme (+) resp. Abnahme (—) der Sterblichkeit der Erfahrungstafel (1863—93) für Rentner gegenüber der englischen Rentnersterbetafel (1808—75), ausgedrückt in Prozenten der Sterblichkeit der englischen Rentnersterbetafel (1808—75).

	M.	W.		M.	W.
20—25	—	— 54.5	50—55	— 13.8	— 22.3
25—30	+ 70.1	+ 11.7	55—60	— 9.9	— 29.7
30—35	+ 29.1	— 21.8	60—65	— 17.8	— 28.2
35—40	+ 3.2	+ 12.8	65—70	— 24.4	— 18.2
40—45	— 76.2	— 4.2	70—75	— 18.9	— 27.4
45—50	— 26.4	— 21.4	75—80	— 17.4	— 22.1

Aus der Tabelle geht hervor, dass mit Ausnahme der Altersklassen 20—25 bis 40—45, in welchen bei beiden Geschlechtern starke Sprünge vom Positiven zum Negativen vorkommen, die auf die schwache Vertretung dieser Altersklassen unter den Rentenversicherten (vergl. Schmerler op. cit. S. 10) und auf die unausgeglichene Sterbetafel (für 1863—93) zurückzuführen sind, durchweg bis zur Altersklasse 75—80 ein recht starker Rückgang der Sterblichkeit der Rentnersterbetafel (1863—93) gegenüber der Tafel 1808—75 statthat. Der Rückgang der Sterblichkeit ist wesentlich höher, als man nach den entsprechenden Ergebnissen der Sterbetafeln für ganze Bevölkerungen (S. 47) und denen für die Versicherten auf den Todesfall erwarten sollte. Woher kommt dieses? Für diese Erscheinung lassen sich verschiedene Gründe anführen. Zunächst besteht ein rein äusserliches Unterscheidungsmerkmal zwischen den Ergebnissen nach den Rentnersterbetafeln und denen der anderen Arten von Sterbetafeln darin, dass beim Vergleich der Sterblichkeit nach den neueren Sterbetafeln mit der nach den älteren Sterbetafeln die einzelnen Perioden bei den verschiedenen Sterbetafeln sich nicht genau decken, ein Moment, auf das schon früher hingewiesen wurde. Der hierdurch entstandene Fehler dürfte jedoch nicht erheblich sein, besonders wenn es sich um den Vergleich des Sterblichkeitsrückganges nach den englischen Rentnersterbetafeln und nach den englischen Sterbetafeln für die Todesfallversicherung (S. 75) handelt;

1) E. Czuber, Die neuen englischen Sterblichkeitsmessungen (eine vergleichende Studie) in Heft VI der Mitteilungen des Verbandes der österreichischen und ungarischen Versicherungstechniker.

hier stimmen die verglichenen Perioden annähernd überein. Es müssen also noch wichtige andere Momente mitsprechen, die diese erheblichen Differenzen verursachen. Eine grosse Rolle spielt sicherlich die Tatsache, dass die beiden mit einander verglichenen Rentnersterbetafeln nicht die Sterblichkeit von gleichbeschaffenen englischen Rentnern reflektieren. Bei der Tafel 1808—75 handelt es sich nämlich um Personen, die bei der Staatsrentenbank versichert sind, während die Sterbetafel 1863—93 aus den Erfahrungen an englischen Rentnern bei privaten Versicherungsanstalten hervorgegangen ist. Diese Rentenversicherten weisen aber, da sie im allgemeinen anderen wohlhabenderen Bevölkerungsschichten als die bei der staatlichen Rentenanstalt Versicherten angehören, eine niedrigere Sterblichkeit auf. Zu diesem Faktor, der im Sinne eines erhöhten Rückganges der Sterblichkeit wirkt, tritt noch ein zweites Moment hinzu, das ebenfalls den grossen Rückgang nach den Sterbetafeln für die englischen Rentenversicherten erklärt. Wir haben auf die Wirkung dieses Faktors bereits früher aufmerksam gemacht. Man hat nämlich zu berücksichtigen, dass die Erfahrungen nach den vereinigten englischen Sterbetafeln (1863—93), die uns als Grundlage unserer Betrachtungen dienten, sich aus alten und neuen Erfahrungen zusammensetzen. Je nachdem der neue Bestand (d. h. die Versicherungen, die zwischen dem 1. Januar 1863 und dem 31. Dezember 1892 stattfanden) einen grösseren oder geringeren Prozentsatz des alten Bestandes (d. h. alle Versicherungen, deren Abschluss vor dem 1. Jan. 1863 stattfand), bildet, muss natürlich sich auch die Sterblichkeit ändern. Die Sterblichkeit muss um so günstiger sein, je grösser der neue Bestand im Vergleich zum alten Bestand ist. (Die kurze Dauer der seit dem Renteneinkauf verflossenen Zeit muss wegen der Wirkung der spekulativen Selbstauslese natürlich eine geringere Sterblichkeit hervorrufen — Analogon der ärztlichen Auslese bei der Todesfallversicherung! —)[1]). Da nun bei den englischen Rentenversicherten, die die Basis zur englischen Rentnersterbetafel (1863—93) bildeten, die »neuen« Versicherungen etwa das 4fache der »alten« Versicherungen betragen, bei der entsprechenden Tafel für die Todesfallversicherung (1863—93) das Verhältnis aber 2 : 1 ist[2]), so folgt daraus, dass die Sterblichkeit nach der englischen Rentnersterbetafel 1863—93 gegenüber der analogen Tafel für die Todesfallversicherung eine verhältnismässig zu günstige ist. Infolgedessen muss auch der Rückgang der Sterblichkeit auf Grund der englischen Rentnersterbetafeln grösser sein, als der auf Grund der englischen Tafeln für die Todesfallversicherung. Eine Einbusse erleidet der Rückgang der Sterblichkeit der

1) Vergl. S. 84 Anmerkung 1.

2) E. Czuber op. cit. S. 1, Tabelle I. Gliederung und Umfang des Beobachtungsmaterials nebst Vergleichungen.

Rentenversicherten dadurch, dass sich unter den Rentenversicherten von 1808—75 eine ganze Reihe befinden, die sich — mit günstigen Lebensaussichten — zu Spekulationszwecken versicherten (was neuerdings verboten ist)[1]). Neben den erwähnten Momenten, die sich auf die Beschaffenheit der Versicherten, die die Grundlage für die einzelnen betrachteten Sterbetafeln bilden, beziehen und die bereits die Tatsache begreifen lassen, dass der Sterblichkeitsrückgang nach den Tafeln für die englischen Rentenversicherten erheblicher ist, als der nach den Tafeln für die gesamte englische Bevölkerung und für die englischen Versicherten auf den Todesfall, hat man darauf achtzugeben, dass sich bei den Rentenversicherten und den auf den Todesfall Versicherten auch zeitliche Schwankungen in bezug auf die ärztliche und soziale Auslese und auf die spekulative Selbstauslese vollziehen. Die summarische Wirkung dieser Momente ist ebenfalls für die Frage des Rückganges der Sterblichkeit nach den verschiedenen Kategorien von Sterbetafeln in Anrechnung zu bringen, da diese Momente die Verschiedenheiten in dem Rückgang der Sterblichkeit nach den einzelnen Sterbetafeln mitbedingen. Wenn wir die Gesamtheit aller erwähnten Faktoren mit dem ihnen zufallenden Gewicht berücksichtigen, so werden wir die Antwort darauf erhalten, wie diese konstatierten Verschiedenheiten unter den verschiedenen Arten von Sterbetafeln entstanden sind.

In dem ganzen Verlaufe dieser Betrachtung fanden wir, dass die allgemeine Tendenz des Rückganges der Sterblichkeit in einer Bevölkerung sich auch in der Sterblichkeit der Versicherten reflektiert. Nichtsdestoweniger ergaben sich grosse Unterschiede zwischen den Ergebnissen nach den Sterbetafeln für ganze Bevölkerungen und den entsprechenden für die Versicherten. Diese Differenzen fanden ihre Erklärung in gewissen äusseren Merkmalen bei den verschiedenen Kategorien von Sterbetafeln, ferner in den zeitlichen Wandlungen, denen die sogenannte Selektion, welche sich aus der ärztlichen und sozialen Auslese und aus der spekulativen Selbstauslese zusammensetzt, unterworfen ist. Die ganze Untersuchung der hochwichtigen Frage nach den bestehenden Differenzen, die sich aus den verschiedenen Arten von Sterbetafeln in bezug auf den Rückgang der Sterblichkeit ergeben, zeigte, dass sich die Abweichungen meist ohne Mühe aus den erwähnten Momenten erklären lassen. In welcher Richtung nun die Ergebnisse nach den verschiedenen Arten von Sterbetafeln abweichen müssen, lässt sich jedoch a priori nicht feststellen, da es sich zum grossen Teil um inkommensurable Grössen handelt. Aus dem Dargelegten ergibt sich die wichtige Schlussfolgerung, dass die Sterbetafeln der Versicherungs-

1) Schmerler, Die Sterblichkeitserfahrungen unter den Rentenversicherten S. 13 unten.

gesellschaften im allgemeinen noch gar keinen Schluss zulassen auf die praktisch so bedeutsame Frage: Entsprechen die von den Versicherungsgesellschaften benutzten Sterbetafeln auch den modernen Anforderungen, die man mit Recht (siehe den nächsten Abschnitt) an die Tafeln der Versicherungsgesellschaften zu stellen hat, d. h. spiegeln die Sterbetafeln der Versicherungsgesellschaften in ziemlich getreuer Weise die wirkliche Sterblichkeit versicherter Personen wieder? Um der Beantwortung dieser Frage nachgehen zu können, brauchen wir einen genaueren Vergleichungsmassstab. Dieser bietet sich uns in der Gegenüberstellung der wirklichen und der erwartungsmässigen Sterblichkeit dar. Inwiefern diese ziffernmässigen Ausdrücke zur Klärung obiger Frage beitragen können, dieses näher zu prüfen soll die Aufgabe sein, die uns im nächsten Abschnitt beschäftigen wird.

3. Anwendungen auf das Versicherungswesen.

Den besten Einblick in die Frage, ob die von den Versicherungsgesellschaften benutzten Sterbetafeln die in einer Gesamtheit von Versicherten waltende Sterblichkeit klar zum Ausdruck bringen und mit den von den Gesellschaften gemachten Erfahrungen annähernd übereinstimmen, gestattet ein Vergleich der wirklichen mit der rechnungsmässigen Sterblichkeit. Natürlich genügt für die Untersuchungen ein summarisches Verfahren, das sich darauf beschränkt, die wirkliche Gesamtsterblichkeit der rechnungsmässigen Gesamtsterblichkeit gegenüber zu stellen, nicht. Um ein Urteil darüber abgeben zu können, ob die von einer Versicherungsgesellschaft benutzte Sterbetafel sich der Sterblichkeit innerhalb des versicherten Bestandes anpasst oder nicht, sind detaillierte Ausweise über die wirkliche und die rechnungsmässige Sterblichkeit in den einzelnen Altersklassen nötig. Spezifizierte Ausweise haben erfreulicherweise in neuerer Zeit (Ministerialerlass vom 8. März 1892) die Versicherungsgesellschaften in ihren jährlich publizierten Rechenschaftsberichten in steigender Zahl gegeben und sind wir deshalb für die neuere Zeit in dieser Hinsicht verhältnismässig günstig gestellt. Für weiter zurückliegende Zeiten sind dagegen die diesbezüglichen Angaben der jährlichen Rechenschaftsberichte fast durchweg knapp und zu irgend welchen Vergleichen der wirklichen mit der rechnungsmässigen Sterblichkeit in den einzelnen Altersklassen ungeeignet. Zu den wenigen Gesellschaften, die hiervon eine Ausnahme bilden, gehört vor allem die Gothaer Lebensversicherungsbank (G. G. 1827), die seit ihrem Bestehen eingehenden Ausweis über die wirkliche und die rechnungsmässige Sterblichkeit in den einzelnen Versicherungsjahren gibt. Nach den jährlichen Veröffentlichungen dieser Gesellschaft gestaltete sich das Verhältnis der wirklichen zur rechnungsmässigen Sterblichkeit für die beiden Perioden 1829—78 und 1879 bis

1900 für die Kapitalversicherung auf den Todesfall wie folgt:

Differenz zwischen der wirklichen Sterblichkeit und der rechnungsmässigen Sterblichkeit bei der Gothaer Lebensversicherungsbank für die Perioden (1829—78) und (1879—1900) ausgedrückt in Prozenten der rechnungsmässigen Sterblichkeit der betreffenden Perioden.

	1829—78[1])	1879—1900[2])
—25	— 16.9	— 33.07
26—30	— 31.2	— 59.37
31—35	— 34.9	— 57.31
36—40	— 29.1	— 48.65
41—45	— 20.6	— 30.51
46—50	— 15.0	— 23.67
51—55	— 10.0	— 14.24
56—60	+ 3.5	— 0.36
61—65	+ 17.0	+ 12.8
66—70	+ 30.9	+ 21.2
71—75	+ 19.0	+ 13.4
76 u. m.	— 14.4	— 16.59
Alle Alter	— 3.68	— 12.36

Beide Zahlenreihen weisen eine grosse Uebereinstimmung auf. Mit Ausnahme der Altersklasse (56—60), die für die Periode (1829—78) ein geringes Plus der wirklichen gegenüber der rechnungsmässigen Sterblichkeit erkennen lässt, während sie für die Periode (1879—1900) ein wenn auch nur minimales Zurückbleiben der wirklichen hinter der rechnungsmässigen Sterblichkeit ergibt, prägt sich in sämtlichen Altersklassen dieselbe Gesetzmässigkeit aus. Für sämtliche Altersklassen bis 51—55 und für die höchste Altersklasse 76 und mehr Jahre ergibt sich, dass die wirkliche Sterblichkeit hinter der rechnungsmässigen zurückbleibt. Für die Altersklassen 61—75 tritt die entgegengesetzte Erscheinung auf: Die wirkliche Sterblichkeit ist bedeutender als man nach der Berechnung erwartete.

Besonders interessant ist ein Vergleich der Ziffern der ersten Spalte mit denen der zweiten Spalte. Aus dieser Gegenüberstellung ergibt sich nun folgendes recht interessante Resumee: In sämtlichen Altersklassen hat sich das Verhältnis der wirklichen zur rechnungsmässigen Sterblichkeit in der Richtung eines verstärkten Zurücktretens

1) Die Tabelle (1829—78) entstammt den Mitteilungen aus der Geschäfts- und Sterblichkeitsstatistik der Gothaer Lebensversicherungsbank für Deutschland für die 50 Jahre 1829—78, S. 59. Vergl. auch: Masius, Rundschau, N. F. IX. Jahrgang. Leipzig 1897. Artikel: Sterbetafel und Prämienreserve S. 337. Ferner siehe Zeitschrift für Versicherungswesen No. 42 vom 19. Oktober den Artikel: Ueber die fundamentale Bedeutung rationeller Rechnungsgrundlagen im allgemeinen und ihren praktischen Wert bei den deutschen Lebensversicherungsgesellschaften in ders. Zeitschrift No. 43, 44 und 45 (Die Entgegnungen Gothas und die der Stettiner Germania).

2) Diese Tabelle für 1879—1900 ist von mir aus den betreffenden jährlichen Rechenschaftsberichten der Gothaer Lebensversicherungsbank berechnet.

resp. einer verminderten Zunahme der wirklichen hinter der rechnungsmässigen Sterblichkeit verschoben und zwar derart, dass die stärkste Abnahme die mittleren Altersklassen etwa bis zum Alter 50 erkennen lassen. In den höheren Altersklassen macht sich zwar dieselbe Tendenz bemerkbar, jedoch nicht in so ausgesprochener Weise wie in den mittleren Altersklassen. Dieses Faktum, das ganz in Uebereinstimmung mit unseren bisherigen Ergebnissen steht, lehrt, dass auch die Sterblichkeit unter den bei der Gothaer Lebensversicherungsbank versicherten Personen eine rückläufige Tendenz zeigt, und zwar sind es vornehmlich die mittleren Altersklassen, die einen grossen Rückgang der Sterblichkeit aufweisen. Wie erheblich der Gesamtrückgang der Sterblichkeit ist, lässt sich klar aus der Tatsache ermessen, dass das Zurückbleiben der wirklichen Sterblichkeit hinter der rechnungsmässigen, welches sich in der Periode 1829—78 auf nur 3,68% der letzteren stellte, für die Periode 1879—1900 auf 12,36% der rechnungsmässigen Sterblichkeit gestiegen ist. Man geht wohl nicht fehl, wenn man den bedeutenden Rückgang der Sterblichkeit der Gothaer Versicherten in den mittleren Altersjahren ausser auf Rechnung des allgemeinen Rückganges der Sterblichkeit auch auf Konto der verbesserten ärztlichen Untersuchung setzt; die gerade für die mittleren Altersklassen, in denen viele neue Versicherungen eingegangen werden, ein ausschlaggebender Faktor ist (siehe früher S. 69). Das Gesamtergebnis über den Verlauf der Sterblichkeit der bei der Gothaer Lebensversicherungsbank versicherten Personen ist demnach folgendes: Die von der Bank benutzte Sterbetafel (Babbage) gibt für die Periode 1829—78 ein Gesamtergebnis der Sterblichkeit, das nur wenig von den gemachten Erfahrungen abweicht. Es ist indessen zu beachten, dass dieser geringe Sterblichkeitsgewinn sich nicht gleichmässig auf alle Altersklassen verteilt. Während besonders die mittleren Altersklassen eine Sterblichkeit aufweisen, die nicht unerheblich geringer ist als die nach der Babbagetafel berechnete Sterblichkeit, stellt sich für die Altersklassen 61—65 bis 71—75 ein nicht unerheblicher Sterblichkeitsverlust heraus, indem die Sterblichkeit der Versicherten beträchtlich höher ist als die nach der Babbagetafel erwartete Sterblichkeit. Ziehen wir die Periode 1879—1900 zum Vergleich heran, so finden wir zunächst, dass die Gesamtsterblichkeit um 12,36 hinter der rechnungsmässigen zurücksteht. Diese Differenz verteilt sich in der Weise, dass die bereits für die Periode 1879—1900 konstatierte Mindersterblichkeit der mittleren Altersklassen sich bedeutend erhöht. Auch in den folgenden Altersklassen ist ein Rückgang der Sterblichkeit gegenüber der Periode 1829—78 zu verzeichnen, doch überschreitet auch in der Periode 1879—1900 die wirkliche Sterblichkeit in den Altersklassen 61—65 bis 71—75 noch bedeutend die rechnungsmässige. Zum Schluss unserer Betrachtung dürfte ein Hinweis auf die S. 80 wiedergegebene Tabelle, die den Rückgang der Sterblichkeit

nach der Gothaer Liste 1880 gegenüber der Gothaer Babbagetafel zur Darstellung bringt, nicht ohne Interesse sein. Wenn wir nämlich die Tabelle mit der entsprechenden auf S. 92 Spalte 1 wiedergegebenen Tabelle vergleichen, so beobachten wir eine recht gute Uebereinstimmung. Dieses ist zugleich ein indirekter Beweis dafür, dass die Gothaer Liste 1880 als eine die wirkliche Sterblichkeit während der Periode 1829—78 sehr gut wiederspiegelnde Sterbetafel anzusehen ist [1]). Die bestehenden geringen Differenzen erklären sich daraus, dass in der Gothaer Liste 1880 die Sterblichkeit der Frauen, die gewisse Abweichungen von der Männersterblichkeit aufweist, nicht zum Ausdruck kommt, (da sich die Tafel nur auf die an Männern innerhalb dieses Zeitraumes gemachten Erfahrungen bezieht,) und dass ferner die Tafel 1880 einer Ausgleichung unterzogen ist.

Wir wollen jetzt kurz die analogen Ergebnisse bei einigen anderen Gesellschaften beurteilen. Die nach der durch Griffith Davies modifizierten Babbagetafel [2]) rechnende Lebensversicherungsgesellschaft zu Leipzig (G. G. 1830) gibt nach ihren Geschäftsberichten folgenden Aufschluss über die Sterblichkeit der auf den Todesfall versicherten Personen.

Differenz zwischen der wirklichen und der rechnungsmässigen Sterblichkeit bei der Lebensversicherungsgesellschaft zu Leipzig (G. G. 1830) für die Periode 1891—1900 ausgedrückt in Prozenten der rechnungsmässigen Sterblichkeit [3]).

$15^1/_2$—$20^1/_2$	— 52.03	$51^1/_2$—$55^1/_2$	— 10.34
$21^1/_2$—$25^1/_2$	— 54.91	$56^1/_2$—$60^1/_2$	— 2.26
$26^1/_2$—$30^1/_2$	— 65.30	$61^1/_2$—$65^1/_2$	+ 11.0
$31^1/_2$—$35^1/_2$	— 63.84	$66^1/_2$—$70^1/_2$	+ 13.6
$36^1/_2$—$40^1/_2$	— 54.51	$71^1/_2$—$75^1/_2$	+ 24.5
$41^1/_2$—$45^1/_2$	— 37.10	$76^1/_2$—$85^1/_2$	— 34.7
$46^1/_2$—$50^1/_2$	— 22.19	Alle Alter	— 20.45

Die grosse Uebereinstimmung dieser Ergebnisse mit denen der Gothaer Lebensversicherungsbank leuchtet ein. Wir treffen auch hier eine sehr starke Untersterblichkeit in den mittleren Lebensjahren bis etwa zum Alter 50 an, darauf wird der Prozentsatz geringer. In derselben Weise wie bei Gotha tritt auch hier in den 3 Altersklassen $61^1/_2$ bis $65^1/_2$, $66^1/_2$—$70^1/_2$ und $71^1/_2$—$75^1/_2$ eine Wandlung ein, die wirkliche Sterblichkeit überschreitet die rechnungsmässige in diesen Altersklassen um ein Bedeutendes. In der höchsten Altersklasse übersteigt — ganz wieder in Uebereinstimmung mit den Gothaer Ergebnissen — die rechnungsmässige die wirkliche Sterblichkeit beträchtlich. Für alle Alters-

1) Eine Kritik der Gothaer Liste 1880 findet sich im Journal of the Institute of Actuaries Vol. 29 in dem diesbezüglichen Artikel von Chatam.

2) Die Babbagetafel ist vom Jahre 71 ab derart modifiziert, dass sie schon mit dem 85. Lebensjahr abschliesst.

3) Siehe S. 92 Anmerkung 2.

klassen zusammen ist die Differenz zwischen rechnungsmässiger und wirklicher Sterblichkeit bei der Lebensversicherung zu Leipzig auf 20,45% der rechnungsmässigen für den Zeitraum 1881—90 gestiegen, bei Gotha betrug sie für den Zeitraum 1879—1900 nur 12,36%.

Anders als bei den bisher erwähnten Gesellschaften gestaltete sich der Verlauf der Sterblichkeit für die auf den Tod Versicherten bei der Thuringia Erfurt (A. G. 1853). Diese Gesellschaft legt ihren Berechnungen die Tafel der 17 englischen Gesellschaften zu Grunde. Leider ist es mir nur möglich, die Ergebnisse für den dreijährigen Zeitraum 1897—1900 wiederzugeben, da für die früheren Jahre die Rechenschaftsberichte keine näheren detaillierten Berichte über die wirkliche und die rechnungsmässige Sterblichkeit unter den Versicherten geben. Ich lasse die Ergebnisse folgen.

Differenz zwischen der wirklichen und der rechnungsmässigen Sterblichkeit bei der Versicherungsgesellschaft Thuringia Erfurt (A. G. 1853) für die Periode 1897—1900 ausgedrückt in Prozenten der rechnungsmässigen Sterblichkeit[1]).

21—25	— 59.08	61—65	+ 4.9
26—30	— 59.39	66—70	+ 14.2
31—35	— 47.69	71—75	+ 8.5
36—40	— 28.07	76—80	+ 0.6
41—45	— 26.77	81—85	+ 11.6
46—50	+ 1.0	86—90	— 10.22
51—55	— 0.45	Alle Alter	— 6.26
56—60	+ 8.3		

Aus der Tabelle geht hervor, dass die wirkliche Sterblichkeit in den Altersklassen 21—25 bis 41—45 erheblich geringer ist als man nach der Sterbetafel erwarten sollte. In den darauf folgenden Altersklassen ist dagegen die wirkliche Sterblichkeit (mit Ausnahme der Altersklasse 51—55) durchweg höher als die rechnungsmässige Sterblichkeit. Doch sind die Abweichungen nicht sehr erheblich, das Maximum tritt in der Altersklasse 66—70 ein (14,2% der rechnungsmässigen Sterblichkeit). Die geringe Differenz, die zwischen der wirklichen und rechnungsmässigen Gesamtsterblichkeit liegt, ist darauf zurückzuführen, dass gerade die jüngeren Altersklassen (etwa bis zum Alter 30), in denen die wirkliche von der rechnungsmässigen Sterblichkeit am meisten abweicht, nur schwach vertreten sind; am stärksten vertreten waren die Altersklassen 31—35 bis 51—55, recht schwach vertreten waren die drei höchsten Altersklassen 76—80 bis 86—90[2]).

1) Da das Material nicht sehr gross und die Periode nur einen dreijährigen Zeitrahmen umspannt, so ist gewisse Vorsicht bei Beurteilung der Ergebnisse geboten.

2) Vergl. auch die Rechenschaftsberichte der Frankfurter Lebensversicherungsgesellschaft zu Frankfurt a. M. und die der Bremer Lebensversicherungsbank zu Bremen, die ebenfalls die Tafel der 17 englischen Gesellschaften benutzen und auch detaillierte Ausweise geben über die wirkliche und die rechnungsmässige Sterblichkeit.

Nachdem wir gesehen, wie sich bei den Gesellschaften, die die modifizierten Babbagetafeln und die Tafel der 17 englischen Gesellschaften benutzen, die wirkliche Sterblichkeit zur rechnungsmässigen verhielt, wollen wir hieran eine parallele Betrachtung der wirklichen Sterblichkeit mit der nach der deutschen Tafel I für M. und F. erhaltenen rechnungsmässigen anreihen. Uns stehen zu diesem Behufe die Erfahrungen zweier Gesellschaften zu Gebote. Nach den Erfahrungen der Berlinischen Lebensversicherungsgesellschaft (A. G. 1836), die für die Periode 1893—99 detaillierte Ausweise gibt, gestaltete sich das Verhältnis der wirklichen zur rechnungsmässigen Sterblichkeit für die Versicherung auf den Todesfall folgendermassen.

Differenz zwischen der wirklichen und der rechnungsmässigen Sterblichkeit bei der Berlinischen Lebensversicherungsgesellschaft (A. G. 1836) für die Periode 1893—99, ausgedrückt in Prozenten der rechnungsmässigen Sterblichkeit [1]).

—25	— 72.80	61—65	+ 8.0
26—30	— 59.63	66—70	— 11.63
31—35	— 56.86	71—75	— 11.28
36—40	— 49.40	76—80	— 4.14
41—45	— 34.95	81—85	— 2.64
46—50	— 20.12	86—94	— 12.02
51—55	— 12.92	Alle Alter	— 20.80
56—60	— 8.84		

Gemeinsam ist diesen Ergebnissen mit den bisher gefundenen die enorme Untersterblichkeit in den mittleren Altersklassen (bis etwa 45). Auch in den darauf folgenden Altersklassen ist die rechnungsmässige Sterblichkeit noch erheblich höher als die wirkliche, in den höchsten Altersklassen bis 81—85 nimmt die Differenz zwischen wirklicher und rechnungsmässiger Sterblichkeit sehr ab. Die höchste Altersklasse zeigt wieder ein starkes Zurückbleiben der wirklichen hinter der rechnungsmässigen Sterblichkeit (geringes Material!). Die einzige Ausnahme bildet die Altersklasse 61—65, sie ergibt eine grössere Sterblichkeit als die rechnungsmässige. Diese Abweichung lässt sich jedoch mit Bestimmtheit auf Zufälligkeiten zurückführen (vergl. die Ergebnisse nach der folgenden Tabelle!).

Diese Ergebnisse finden eine Bestätigung durch die folgende Tabelle, die sich auf die Erfahrungen der allgemeinen Versorgungsanstalt zu Karlsruhe, die ebenfalls die Tafel I für M. und F. für die Todesfallversicherung verwendet, während des Zeitraumes 1890—99 stützt. Diese Tabelle hat vor der vorigen noch den Vorzug, dass besonders die Altersklassen bis 56—60 weit stärker vertreten waren als bei der vorher besprochenen Gesellschaft. Ein Nachteil dieser gegenüber der ersten Tabelle besteht jedoch darin, dass gerade für die höchsten Altersklassen (nach 65) die Erfahrungen der Berlinischen Lebensver-

1) Siehe S. 92, Anmerkung 2.

sicherungsgesellschaft als zuverlässiger gelten dürfen, da sie sich auf ein umfassenderes Material stützen.

Differenz zwischen der wirklichen und der rechnungsmässigen Sterblichkeit bei der allgemeinen Versorgungsanstalt zu Karlsruhe (G. G. 1835) für die Periode 1892—99, ausgedrückt in Prozenten der rechnungsmässigen Sterblichkeit[1]).

21—25	— 57.20	56—60	— 13.37
26—30	— 57.22	61—65	— 2.73
31—35	— 50.87	66—70	— 5.92
36—40	— 40.63	71—75	— 9.09
41—45	— 27.66	76—80	+ 0.5
46—50	— 18.43	81—85	— 38.05
51—55	— 14.08	Alle Alter	— 28.96

Wenn wir von den höchsten Altersklassen (nach 70), für welche das Beobachtungsmaterial der Allgemeinen Versorgungsanstalt zu Karlsruhe nur gering ist, absehen, so ist die Uebereinstimmung zwischen dieser und der vorhergehenden Tabelle augenscheinlich. Die gemeinsame Tendenz, dass alle Altersklassen an dem Rückgang der Sterblichkeit partizipieren, ferner die gewaltige Untersterblichkeit besonders in den mittleren Altersklassen 21—25 bis 41—45 und schliesslich der mit wachsenden Altersklassen allmählich geringer werdende Prozentsatz des Zurückbleibens der wirklichen hinter der rechnungsmässigen Sterblichkeit findet auch in dieser Tabelle seinen prägnantesten Ausdruck. Die grosse Höhe, die das Zurückbleiben der wirklichen hinter der rechnungsmässigen Gesamtsterblichkeit bei der Allgemeinen Versorgungsanstalt zu Karlsruhe (G. G. 1835) erreicht hat (28.96%), ist dem Umstand zuzuschreiben, dass gerade die mittleren Altersklassen, bei denen der Sterblichkeitsgewinn am grössten ist, sehr stark bei der Anstalt vertreten sind.

Unsere bisherigen Betrachtungen bezogen sich auf Personen, die auf den Todesfall versichert waren, sie beruhten auf einem umfangreichen Material, das allgemeine Schlüsse über die zwischen der wirklichen und der rechnungsmässigen Sterblichkeit bestehenden Unterschiede gestattete. Anders liegen die Verhältnisse bei der Rentenversicherung. Da die Zahl der Personen, die bei den einzelnen Gesellschaften eine Rentenversicherung eingehen, in den einzelnen Altersklassen verhältnismässig nur klein ist[2]) und da ausserdem die Ver-

1) Vergl. S. 92 Anmerkung 2. Siehe auch die Ergebnisse nach der Stuttgarter Lebensversicherungs- und Ersparnisbank, nach der Magdeburger Lebensversicherungsgesellschaft, nach der deutschen Lebensversicherungsbank Lübeck, nach der Providentia in Frankfurt a. M., ferner nach der Bayer. Hypotheken- und Wechselbank, nach dem allgemeinen deutschen Versicherungsverein Stuttgart. Alle diese Gesellschaften benutzen die Tafel I für M. u. F. und geben in den Rechenschaftsberichten detaillierten Bericht über die Sterblichkeit.

2) B. Schmerler, Die Sterblichkeitserfahrungen unter den Rentenversicherten Berlin 1893.

sicherungsgesellschaften meines Wissens überhaupt keine Uebersichten über die wirkliche und die rechnungsmässige Sterblichkeit in den einzelnen Altersklassen geben, so scheiden derartige Untersuchungen für uns aus. Wir müssen uns begnügen auf das bereits im vorigen Abschnitt Gesagte und die ausgezeichnete Schrift von B. Schmerler über diesen Gegenstand hinzuweisen. In dieser Schrift finden wir zahlreiche Belege dafür, dass der neuzeitliche bedeutende Rückgang der Sterblichkeit sich in der Sterblichkeit der Rentenversicherten stark fühlbar macht. (Viele Gesellschaften haben das Rentengeschäft ganz aufgegeben, die Klagen der Gesellschaften über die zu geringe Sterblichkeit unter den Rentenversicherten, der Uebergang zu Sterbetafeln mit geringerer Sterblichkeit.) Es unterliegt keinem Zweifel, dass der neuzeitliche bedeutende Sterblichkeitsrückgang über kurz oder lang auch die deutschen Gesellschaften vor die Frage stellen wird, dem englischen Beispiel zu folgen und zur Konstruktion einer neuen auf modernem Material fussenden Sterbetafel zu schreiten oder das Rentengeschäft mit Verlust zu betreiben oder ganz aufzugeben. Im Interesse der grossen sozialen Bedeutung, die diesem Zweig der Lebensversicherung mit Recht zuzusprechen ist, wäre letzteres nur zu bedauern. Falls die einzelnen Gesellschaften, die das Rentengeschäft betreiben, es vorziehen sollten, das Rentengeschäft immer mehr einzuschränken anstatt an die Bearbeitung einer neuen Sterbetafel zu gehen, wird es die Pflicht des Staates sein müssen, die nötigen Geldmittel in den Dienst dieses sozialen Werkes zu stellen.

Die Ergebnisse, die wir bei der Gegenüberstellung der wirklichen und der rechnungsmässigen Sterblichkeit für die auf den Todesfall versicherten Personen gefunden haben und die sich nur auf einige Versicherungsgesellschaften beziehen, gewinnen eine erhöhte Bedeutung, wenn man erwägt, dass der gleichmässige Verlauf der Sterblichkeit unter den Versicherten in den einzelnen Anstalten innerhalb bestimmter Perioden eine der festesten Grundlagen ist, auf denen die Lebensversicherung beruht[1]). Die für die einzelnen (erwähnten) Gesellschaften gefundenen Ergebnisse lassen sich deshalb auch auf andere Anstalten, die dieselben Rechnungsgrundlagen zu ihren Tarifberechnungen verwenden, übertragen. Nur insofern besteht eine Einschränkung der allgemein gültigen Bedeutung von konkreten Ergebnissen, als eine Generalisierung solcher Ergebnisse zur Voraussetzung hat, dass das Beobachtungsmaterial nicht zu klein ist[2]), dass ferner die Beobachtungssphären, — andere Auswahl und andere Zusammensetzung des Ver-

1) Zustand und Fortschritte der deutschen Lebensversicherungsgesellschaften im Jahre 1900. Jena 1901. S. 54 unten und 55.

2) C. Landré, Mathematisch-technische Kapitel zur Lebensversicherung. Jena 1901. S. 408.

sicherungsbestandes nach wirtschaftlichen Klassen — nicht erheblich von einander abweichen und dass schliesslich das Verhältnis von Neueingetretenen zu dem alten Bestand bei den einzelnen Gesellschaften nicht zu erheblich variiert[1]). Um sichere Schlüsse ziehen zu können über die zwischen der wirklichen und der rechnungsmässigen Sterblichkeit bestehenden Unterschiede, ist es durchaus nötig, möglichst die Ergebnisse von Gesellschaften zu benutzen, denen ein nicht zu geringes Material zu Grunde liegt. Von dieser Grundwahrheit aller statistischen Forschung ausgehend, sind wir zu jenen Ergebnissen gelangt, deren Bedeutung für das Versicherungswesen wir jetzt näher ins Auge zu fassen haben. Ziehen wir zu diesem Zwecke zunächst das Resümee obiger Ergebnisse! Der Vergleich der wirklichen mit der rechnungsmässigen Sterblichkeit ergab für die Kapitalversicherung auf den Todesfall, — um diese handelt es sich jetzt ausschliesslich — dass die von den erwähnten Gesellschaften benutzten Sterbetafeln keineswegs als solche anzusehen sind, die die wirklichen Sterblichkeitsverhältnisse in den einzelnen Altersklassen einigermassen getreu reflektieren. Zwischen der Sterblichkeit nach den Sterbetafeln und der wirklichen Sterblichkeit bestehen Unterschiede in mehrfacher Hinsicht. Die von einigen Gesellschaften benutzten modifizierten Babbagetafeln, die auf englischem Material von geringem Umfange beruhen, ergeben Abweichungen von den deutschen Erfahrungen in der Richtung, dass die rechnungsmässige Sterblichkeit vorzugsweise in den Altersklassen 61—75 zu gering ist gegenüber der wirklichen Sterblichkeit der deutschen Versicherten. Aus diesen Altersklassen resultiert also ein Sterblichkeitsverlust. Demgegenüber ist die Sterblichkeit in den jüngeren und mittleren Altersklassen, besonders in den Altersklassen 25—40 und auch in der höchsten Altersklasse 76 und mehr erheblich geringer als die Sterbetafeln sie indizieren. Aehnlich gestaltet sich der Verlauf der Sterblichkeit nach der Tafel der 17 englischen Gesellschaften. Diese Tafel lässt besonders für die Altersklassen 56—60 bis 71—75 eine gegenüber der wirklichen Sterblichkeit der deutschen Versicherten zu niedrige Sterblichkeit erkennen, nur ist in diesen Altersklassen der Unterschied zwischen wirklicher und erwartungsmässiger Sterblichkeit weniger intensiv als nach den Babbagetafeln. In den jüngeren und mittleren wie auch in der höchsten Altersklasse tritt hier dieselbe Erscheinung zutage, die wir bei den Babbagetafeln antrafen: die wirkliche Sterblichkeit ist bedeutend geringer als die rechnungsmässige Sterblichkeit. Was schliesslich die Sterbetafel I für M. und F. betrifft, so bietet sie uns ein ganz verändertes Bild dar. Nach der Sterbetafel der 23 deutschen Gesellschaften ist nämlich die rechnungsmässige Sterblichkeit in sämtlichen

1) Emil Krüger, Die Gewinnquellen der Lebensversicherung. Frankfurt 1901. S. 57.

Altersklassen höher als die wirkliche Sterblichkeit. Jedoch weicht die Differenz zwischen wirklicher und rechnungsmässiger Sterblichkeit mit fortschreitendem Alter recht bedeutend ab. Der eminent hohe Abstand zwischen wirklicher und rechnungsmässiger Sterblichkeit, der sich besonders in den Altersklassen bis zum Alter 45 deutlich ausprägt, erfährt in den höheren Altersklassen allmählich eine Milderung, doch bleibt derselbe immerhin in einzelnen Altersklassen noch ziemlich hoch.

Diese Ausführungen lassen keinen Zweifel mehr darüber, dass die von den deutschen Versicherungsgesellschaften verwendeten Sterbetafeln als für die Jetztzeit durchaus unzureichend, weil den wirklichen Verhältnissen nicht entsprechend, bezeichnet werden müssen. — Die Tatsache der Unzulänglichkeit der bisher von den deutschen Versicherungsgesellschaften benutzten Sterbetafeln wird in Versicherungskreisen schon lange nicht mehr in Abrede gestellt[1]); nur über die Bedeutung, die dieser Erscheinung zukommt, herrschen vielfach noch die widersprechendsten Ansichten.

Bei Beurteilung der Frage: Lässt es sich rechtfertigen, dass die deutschen Versicherungsgesellschaften den Berechnungen von Prämien und Prämienreserven[2]) noch Sterbetafeln zu Grunde legen, die zum Teil auf englischem Material beruhend, einer weit hinter uns liegenden Zeit angehören? hat man zunächst den Bau der Prämie, sodann den rechtlichen Charakter des betreffenden Versicherungsinstitutes in Betracht zu ziehen. Die von den Versicherungsgesellschaften erhobenen Prämien (Brutto- oder Tarifprämie) setzen sich aus Nettoprämien und Zuschlagsprämien zusammen. Erstere ist eine nach mathematisch-technischen Grundsätzen berechnete Prämie, die allein den Zweck hat, das Risiko, das die Gesellschaft beim Versicherungsvertrag läuft, zu decken, während letztere eine Leistung des Versicherten ist, die dazu bestimmt ist, die Unkosten der Verwaltung, das allgemeine Extrarisiko u. dergl. zu decken[3]). Wie hoch die letztere anzusetzen ist, ist lediglich eine technische Frage, die uns hier nicht weiter zu beschäftigen hat, für uns kommt nur die Nettoprämie in Betracht. Die annähernd richtige Ermittelung der Höhe dieser Prämie aber hat zur Voraussetzung, dass

1) Vergl. besonders Masius, Rundschau. N. F. IX. Jahrg. Leipzig 1897. S. 337, ferner Zeitschrift für Versicherungswesen No. 42 vom 19. Okt. 1897 den Artikel: Ueber die fundamentale Bedeutung rationeller Rechnungsgrundlagen im allgemeinen und ihren praktischen Wert bei den deutschen Lebensversicherungsgesellschaften, ferner No. 43, 44 und 45 derselben Zeitschrift und desselben Jahrganges.

2) Ueber Prämie und Prämienreserve vergl. Landré, op. cit. »Ueber den Einfluss der Sterblichkeiten auf Prämie und Prämienreserve« S. 379—388 ff. Siehe ferner: J. Neumann, Jahrbuch für das deutsche Versicherungswesen. Berlin 1901. S. 505—507 (hier auch zahlenmässige Beispiele).

3) E. Krüger op. cit. S. 48.

die benutzte Sterbetafel die wirkliche Sterblichkeit möglichst getreu reflektiert. Bei der reinen A. G. kommt nun der Sterblichkeitsgewinn — um diesen handelt es sich hier nur — ganz den Aktionären zu gute. Eine Sterbetafel, die also eine gegenüber der wirklichen Sterblichkeit zu hohe Sterblichkeit anzeigt, ist demnach bei dieser Unternehmungsform nur im Interesse der Aktionäre. Sie legt den Versicherten Opfer auf, die, weil nicht auf dem Prinzip der Gleichheit von Leistung und Gegenleistung beruhend, wirtschaftlich durchaus zu verwerfen sind. Anders liegen die Verhältnisse bei der Gegenseitigkeitsgesellschaft. Hier repräsentiert die Gesamtheit der Versicherten auf Grund des Gesellschaftsvertrags zugleich selbst den Versicherungsunternehmer. Der Gewinn oder Verlust — und somit auch der Sterblichkeitsgewinn oder Verlust, den die Gesellschaft erzielt — verteilt sich demnach wieder ausschliesslich auf die Versicherten. Die Versicherten als Gesamtheit betrachtet werden also dadurch nicht geschädigt, dass event. ein Sterblichkeitsgewinn entsteht. Aber eine andere Frage ist, ob nicht gewisse Kategorien der Versicherten auf Kosten anderer Kategorien bevorzugt werden. Und diese Frage bedarf zu ihrer Lösung eines näheren Eingehens auf die Grundsätze, nach denen die Gewinnverteilung erfolgt. Es handelt sich aber hierbei um ein Problem, das nicht nur für die Gegenseitigkeitsgesellschaften eine wichtige Rolle spielt. In neuerer Zeit sind die Aktiengesellschaften unter dem Druck der Konkurrenz grösstenteils dazu übergegangen, ihren Versicherten einen Anteil am Gewinn zu garantieren. Solche Gesellschaften gemischten Systems verfahren bei der Verteilung der Gewinne in der Weise, dass sie zunächst vom Gesamtüberschuss eine Reihe von Posten wie die Tantièmen für die Geschäftsleitung und für den Aufsichtsrat, ferner die sogenannte Vordividende der Aktionäre (feste Verzinsung des Nominalaktienkapitals) und eine Quote des Gesamtüberschusses (meistens nicht unter 10%) zur Bildung der Kapitalreserve u. a. vorwegnehmen [1]). Diese Geschäftsmanipulation treffen wir in gleicher Weise bei den besprochenen Unternehmungsformen — A. G. und G. G. — an. Der als Rest verbleibende Teil — der Reingewinn gelangt nun zu gewissen statutarisch festgesetzten Prozentsätzen unter die Versicherten und die Aktionäre zur Verteilung. Was wir über die Verwendung von Sterbetafeln, die nicht der wirklichen Sterblichkeit entsprechen, bei der reinen A. G. bereits erwähnten, gilt demnach wenn auch in abgeschwächterem Masse auch für die A. G. mit Gewinnbeteiligung der Versicherten. Auch bei dieser Form der Erwerbsgesellschaft fliesst, wenn auch nur ein Teil des Sterblichkeitsgewinnes, der aus veralteten, die verminderte (wirkliche) Sterblichkeit der Jetztzeit nicht berücksichtigenden, Sterbetafeln resultiert,

1) Näheres hierüber in E. Krüger, Die Gewinnquellen der Lebensversicherung. Frankfurt 1901. S. 82 u. f.

den Aktionären gleichsam als unverdiente Prämie für die benutzten irrationellen Sterbetafeln zu. Auf diese Weise entstandene Extragewinne — mögen sie nun gross oder gering sein — lassen sich volkswirtschaftlich keineswegs rechtfertigen. Es kann nur im Interesse einer gesunden und gedeihlichen Weiterentwickelung dieser wichtigen Formen der Erwerbsgesellschaften liegen, wenn auch die deutschen Gesellschaften sich zusammenschliessen würden zu einem ähnlichen grossartigen Unternehmen wie die englischen Versicherungsgesellschaften. Möge in nicht zu ferner Zeit aus dem Schosse der deutschen Lebensversicherungsgesellschaften zur segensreichen Fortentwickelung der deutschen Versicherungsgesellschaften, eine Sterbetafel hervorgehen, die auf ein ähnlich umfangreiches Material wie das der Tafel der 23 deutschen Lebensversicherungsgesellschaften zu Grunde liegende gestützt, den neuzeitlichen bedeutenden Rückgang der Sterblichkeit berücksichtigt! Ein derartiges Unternehmen, das selbstverständlich allen Anforderungen, die die Versicherungstechnik an moderne Sterbetafeln stellt, berücksichtigen muss, verdient die kräftigste Förderung und Unterstützung sämtlicher deutschen Versicherungsgesellschaften einschliesslich der G. G., bei denen, wie wir sehen werden, in gleicher Weise wie bei den A. G. mit Gewinnbeteiligung der Modus, nach dem der Sterblichkeitsgewinn an die Versicherten zur Verteilung gelangt, nicht den Grundsätzen der Billigkeit entspricht.

Gehen wir nunmehr der Frage nach der Verteilung der bei den einzelnen Versicherungsgesellschaften (G. G. und A. G. mit Gewinnbeteiligung) erzielten Ueberschüsse an die Versicherten nach, so ist zunächst zu erwägen, dass der Gesamtüberschuss — wenn wir von den Mehreinnahmen aus den durch Storno anheimgefallenen Reserven (Stornogewinn) und den Mehreinnahmen aus anheimgefallenen Dividenden erloschener Versicherungen abstrahieren — sich zusammensetzt aus dem Sterblichkeitsgewinn (geringere wirkliche Sterblichkeit als die rechnungsmässige) dem Zuschlagsgewinn (in der Prämie enthaltener Gewinn zur Deckung der ersteren und der dauernden Unkosten) und dem Zinsgewinn (Gewinn aus dem Differieren des wirklichen mit dem rechnungsmässigen Zinsfuss). Diese klare Scheidung zwischen den einzelnen Gewinnquellen, die wir theoretisch ohne Mühe vornehmen können, kommt nun praktisch fast bei keinem Gewinnverteilungssysteme der Versicherungsgesellschaften zum Durchbruch. Wir finden allgemein, dass eine klare Trennung der einzelnen Gewinnquellen nicht statthat, dass die Gewinne aus den einzelnen Gewinnquellen, die besonders festgestellt werden, in einen gemeinsamen Fonds den Gewinnfonds fliessen und nun nach Vorwegnahme der oben erwähnten Raten je nach dem Verteilungsmodus der einzelnen Gesellschaften meistens entweder in Prozenten der einzelnen Jahresprämien, in Prozenten der Gesamtsumme der eingezahlten Jahresprämien oder in Prozenten der Prämienreserve

den einzelnen Versicherten zugeteilt werden. Ein kombiniertes Verfahren wendet die Gothaer Lebensversicherungsbank an, indem sie nämlich einen Teil des Gewinnes (etwa 3/4) im Verhältnis der gleichbleibenden Jahresprämie und den anderen Teil (etwa 1/4) nach Verhältnis der vorhandenen Prämienreserve zur Verteilung an die Versicherten gelangen lässt.

Die zur Verteilung gelangenden Dividenden können nun wie es gewöhnlich geschieht, am Schluss des Geschäftsjahres zur Verteilung an die Versicherten gelangen oder sie können zur Erhöhung der Versicherungssumme (Bonus) dienen, auch bleibt es dem Versicherten meist überlassen, diese Dividende zur Erwerbung einer Leibrente oder zur Ablösung noch zu entrichtender Prämien zu verwenden. Gelangen die am Schluss der einzelnen Geschäftsjahre fälligen Dividenden nicht zur Auszahlung an die Versicherten oder wird über sie nicht in erwähnter Weise von dem Versicherten verfügt, so werden die Dividenden bis zum Schluss der Versicherungsdauer angesammelt und zu einem festgesetzten Zinsfuss verzinst. Bei der Fälligkeit der Versicherungssumme gelangt diese nebst den aufgesammelten Dividenden zur Auszahlung an die Versicherten. Diese Methode der Aufsammlung der Dividenden unterscheidet sich nun wesentlich von dem sogenannten Tontinen- oder Dividendenerbschaftssystem, bei dem die Gewinne während mehrerer Jahre (5, 10, 15, 20 u. s. f.) angesammelt werden und nach diesen Perioden zur Verteilung an die dann Ueberlebenden gelangen. Das Essentielle der zwischen den beiden zuletzt erwähnten Kategorien von Dividendensystemen bestehenden Unterschiede bildet die Tatsache, dass bei dem »Dividendenaufsammlungssystem« dem Versicherten jederzeit je nach den Bedingungen der Gesellschaften ein freies Verfügungsrecht über die jährlichen Dividenden zusteht, wohingegen der rechtliche Anspruch auf die Dividende bei dem Tontinensystem geknüpft ist an die Bedingung, dass der Tontineninhaber die statutarisch festgesetzte Periode überlebt[2]).

Zur Beurteilung der von den Versicherungsgesellschaften innegehaltenen Verfahren bei der Verteilung des Gewinnes diene folgendes: Die drei Hauptgewinnquellen der Lebensversicherungsgesellschaften sind, wie wir sahen, der Zinsgewinn, der Zuschlagsgewinn und der Sterblichkeitsgewinn. Es leuchtet nun ohne weiteres ein, dass der Zinsgewinn von der Prämienreserve[3]) (d. i. der Summe, die im Verein mit

1) Vergl. auch Kihm, Die Gewinnsysteme mit steigenden Dividenden bei der Lebensversicherung. Zürich 1886. Einleitung. Ferner Masius' Rundschau, Blätter für Versicherungswissenschaft. N. F. Jahrgang XII. Leipzig 1900. S. 101 und ders. Bd. S. 37, Artikel: Betrachtungen zur steigenden Dividende.

2) Ueber die Gewinnverteilungssysteme vergl. E. Krüger, Die Gewinnquellen der Lebensversicherung S. 54 u. f.

3) Näheres über den Begriff Prämienreserve siehe Landré op. cit. S. 272 u. f.

den noch zu erwartenden Einzahlungen an Nettoprämien die noch zu erwartenden Auszahlungen an Versicherungssummen deckt) und von der Prämie seit der letzten Verteilung des Gewinnes bedingt ist. Demnach ist die Höhe der Prämienreserve für die einzelnen Versicherungen zur Zeit der Verteilung des Gewinnes ein guter Massstab, nach dem der Zinsgewinn an die Versicherten verteilt werden kann. Der Gewinn aus den Zuschlägen zur Nettoprämie (die sich unmittelbar unter Zugrundelegung der Sterbetafel und eines entsprechenden Zinsfusses für eine bestimmte Versicherungssumme ergibt) hat hingegen (da der Zuschlag in der Prämie enthalten ist) zweckmässig nach Verhältnis der seit der letzten Verteilung gezahlten Prämie zur Verteilung an die Versicherten zu gelangen. Was endlich die dritte Hauptquelle anlangt, aus der der Gewinn der Lebensversicherung fliesst, so wäre es, wie eine analytische Betrachtung ergibt [1]), das Rationellste, wenn die Verteilung des Gewinnes aus der Untersterblichkeit der Versicherten im Verhältnis der jährlichen Risikoprämie geschähe d. h. im Verhältnis desjenigen Teiles der jährlichen Prämie, der nur dazu da ist, den Versicherten auf 1 Jahr auf das sogenannte reduzierte Kapital — d. i. die Differenz zwischen Versicherungssumme und Prämienreserve — zu versichern. Eine solche theoretisch-rationelle Verteilungsweise des erzielten Ueberschusses ergibt der sogenannte amerikanische Kontributionsplan [2]), der bei den grösseren amerikanischen Gesellschaften in Anwendung ist [3]). Dieser amerikanische Kontributionsplan, bei dem also der uns hier interessierende Sterblichkeitsgewinn proportional der Risikoprämie zur Verteilung an die Versicherten gelangt, gestattet nun den Einwand, dass eine Verteilung des Sterblichkeitsgewinnes im Verhältnis zur Risikoprämie insofern nicht unbedenklich ist, als auch dieser Verteilung — die an sich als theoretisch unanfechtbar gelten muss — der Mangel anhaftet, dass Altersklassen, die einen Sterblichkeitsverlust ergeben haben, in gleicher Weise wie Altersklassen, die einen Sterblichkeitsgewinn erzielten, im Verhältnis zur Risikoprämie an dem Sterblichkeitsgewinn teilnehmen. Wie sehr aber gerade dieses Moment trotz des nicht zu verkennenden Bestrebens der Versicherungsgesellschaften bei Verteilung der Dividenden Gerechtigkeit walten zu lassen, im Widerspruch steht mit den Grundsätzen der Billigkeit, dürfte aus dem bei der Gegenüberstellung der wirklichen und der rechnungsmässigen Sterblichkeit Gesagten zur Genüge erhellen. Eine ganz gerechte Verteilung des Sterblichkeitsgewinnes ist überhaupt unmöglich, da sogar Versicherungen

1) L a n d r é op. cit. S. 410 u. f. und 418 u. f.

2) Actuarial Society of America Bd. I. E. M. C l i n t o c k, Formular ascertaining contribution to surplus.

3) Bericht des eidgenössischen Versicherungsamtes über die privaten Versicherungsunternehmungen in der Schweiz in 1897. Bern 1899. S. LII u. f.

verschiedener Personen desselben Alters, wenn man sie einzeln für sich betrachtet, wegen der Veränderlichkeit der Lebensumstände oder der Gesundheitsverhältnisse teilweise vorteilhaft, teilweise unvorteilhaft für die Versicherungsgesellschaften geworden sein können[1]). Man kann den Grundsatz aufstellen, dass je korrekter an sich ein Verteilungssystem ist, je komplizierter und praktisch undurchführbarer es auch ist. Mag ein Verteilungsmodus auch noch so sehr sämtliche bei der Gewinnbeteiligung in Betracht kommende Momente berücksichtigen, so wird ihm doch stets der Mangel der Unkontrollierbarkeit von Seiten der Versicherten anhaften bleiben. Unsere Aufgabe kann es nicht sein, der Bedeutung und dem Wert der einzelnen Dividendensysteme näher als es hier geschah nachzugehen und die zwischen den einzelnen Systemen bestehenden Differenzen gründlicher zu beleuchten. Uns kam es nur darauf an, darzulegen, dass alle Verteilungssysteme notwendigerweise mit Mängeln behaftet sein müssen und dass besonders die Art, wie der Sterblichkeitsgewinn in den einzelnen Systemen den Versicherten wieder zugute kommt, keineswegs als billig und gerecht bezeichnet werden kann. Die einzige Möglichkeit, das Verhältnis von Leistung und Gegenleistung beim Versicherungsvertrag möglichst gerecht zu gestalten, ist zur Aufstellung neuer auf moderner Basis beruhenden Sterbetafeln zu schreiten. Leitendes Prinzip müsste hierbei sein, Tafeln herzustellen, die nach dem Eintrittsalter spezialisieren[2]). Auf diese Weise kann nämlich erreicht werden, dass die Versicherungsgesellschaften unabhängig von dem vermehrten oder verminderten Zugang an neuen Versicherungen werden; es wird auf diese Weise zugleich ein Moment in das Lebensversicherungswesen gebracht, das dazu angethan ist, die Prämienberechnung weit mehr als es bisher auf Grund von Durchschnittswerten geschehen konnte — dem wirklichen von der Gesellschaft eingegangenen Risiko anzupassen. Die Schwankungen in dem Verhältnis von altem Bestand an Versicherten und neuen Eintritten in die Versicherungen sind in der Tat recht beträchtliche, da kriegerische Unruhen und sonstige erhebliche Störungen im Wirtschaftsleben auf die Entwickelung des Lebensversicherungsgeschäftes von grösstem Einfluss sind[3]). Für die neueste Zeit ergibt sich, dass trotz fortgesetzter absoluter Steigerung an neuen Beitritten von Versicherten sich das Verhältnis von Zugängen zu altem Bestand ungünstiger stellt als für

1) C. André, Mathematisch-technische Kapitel zur Lebensversicherung. Jena 1901. S. 419 unten und S. 420.

2) Vergl. E. Krüger, Die Gewinnquellen der Lebensversicherung. Frankfurt a. M. 1901. S. 112 u. f.

3) Zustand und Fortschritte der deutschen Lebensversicherungsanstalten im Jahre 1900. Jena 1901. S. 24 und 25. (Entwickelung der deutschen Lebensversicherungsanstalten von 1829—1900.) Das Verhältnis von Zuwachs und altem Bestand schwankt in den einzelnen Jahren um das Doppelte, ja Dreifache.

frühere Dezennien. Ausserdem steht fest, dass in den einzelnen Gesellschaften und in den einzelnen Altersklassen dieses Verhältnis zwischen neuen Versicherungen und bestehenden Versicherungen noch weit stärkeren Schwankungen ausgesetzt ist als wir sie bei lediglich summarischer Gegenüberstellung antreffen. Die Forderung nach Sterbetafeln, die nach dem Eintrittsalter spezialisieren, dürfte demnach nicht von der Hand zu weisen sein, zumal auch die Versicherungsgesellschaften ein Interesse daran haben müssen, Zufälligkeiten erwähnter Art möglichst auszuscheiden. Im Interesse einer gedeihlichen Fortentwickelung der Lebensversicherung muss deshalb vor allem gefordert werden, dass man in den deutschen Versicherungskreisen sich endlich dazu entschliesst, mit den alten aus englischem Material stammenden Sterbetafeln aufzuräumen und den Tarifberechnungen, die so wesentlich von der benutzten Sterbetafel bedingt sind, deutsche Sterbetafeln zu Grunde zu legen. Als eine moderne deutsche Sterbetafel kann nun keineswegs mehr — wie die Ausführungen ergaben — die Tafel der 23 deutschen Gesellschaften gelten. Es handelt sich vor allem darum, den neuzeitlichen Sterblichkeitsverhältnissen unter den Versicherten Rechnung zu tragen. Nur eine auch den starken neuzeitlichen Rückgang der Sterblichkeit in den mittleren Altersklassen berücksichtigende Sterbetafel kann den Anspruch erheben, allgemein auf Seiten der Versicherten wie auch auf Seiten der Versicherungsgesellschaften zu befriedigen. Bei diesen Erwägungen wird jedoch stets im Auge zu behalten sein, dass es die Pflicht der Gesellschaften sein muss, bei der Versicherung auf den Todesfall Sterbetafeln zu verwenden, die keine zu niedrige Sterblichkeit indizieren. Ein gewisser Sterblichkeitsgewinn, der sich in angemessenen minimalen Grenzen zu halten hat, ist im Interesse der Sicherheit der Gesellschaft durchaus gerechtfertigt. Mit Freuden muss es begrüsst werden, dass die Gothaer Lebensversicherungsbank die Bearbeitung einer alle Errungenschaften der modernen Versicherungstechnik berücksichtigende Sterbetafel in Angriff genommen hat, die sich auf das umfassende Material dieser Gesellschaft während der Periode 1829—96 stützt[1]). Möge dieses Vorbild den übrigen deutschen Versicherungsanstalten zur Nacheiferung dienen und eine Frage wieder in den Vordergrund der Betrachtung rücken, von deren Beantwortung das Gedeihen und Blühen der deutschen Lebensversicherung so wesentlich mitbedingt ist! Der Rückgang der Sterblichkeit, der sich auch bei den Versicherten stark fühlbar macht, legt den deutschen Versicherungsgesellschaften die unabweisbare Pflicht auf, diesem Faktor eine grössere Aufmerksamkeit als bisher zuzuwenden. Es liegt im eigenen Interesse der deutschen Lebensversicherungsgesellschaften, dieser Frage erhöhte Beachtung zu schenken und bei irrationalen Rechnungsgrundlagen die

1) Zeitschrift für das deutsche Versicherungswesen No. 45. 1897.

nötige Reform vorzunehmen. Nur mittelst rationeller Rechnungsgrundlagen, vor allem mittelst den wirklichen Sterblichkeitsverhältnissen entsprechender Sterbetafeln kann die deutsche Lebensversicherung ihre hohe volkswirtschaftliche Aufgabe voll erfüllen, nur so wird sie sich dauernd weiterer staatlicher Bevormundung entziehen, nur so dauernd bleiben« eine der edelsten Blüten, welche die fortschrittliche menschliche Gesittung gezeitigt hat.«

Schluss.

Wir kommen hiermit zum Schluss unserer Betrachtung über die Frage nach dem Rückgang der Sterblichkeit in den letzten 50 Jahren. Das Gesamtergebnis der Untersuchung lässt sich dahin präzisieren: Es hat ein zum Teil recht erheblicher Rückgang der Sterblichkeit in sämtlichen betrachteten Staaten in der letzten Hälfte des vorigen Jahrhunderts stattgefunden und zwar war der Rückgang der Sterblichkeit im allgemeinen beträchtlicher für das weibliche als für das männliche Geschlecht. Kontinuierlich vollzog sich im allgemeinen der Rückgang der Sterblichkeit nicht. Perioden günstiger Sterblichkeit lösten sich ab mit Perioden ungünstiger Sterblichkeit. Der Rückgang der Sterblichkeit kam fast ausschliesslich den jüngeren und mittleren Altersklassen zugute, weniger den Kindern im ersten Lebensalter und den Greisen der höchsten Altersklassen. In diesen extremsten Altersklassen trat sogar zuweilen eine Sterblichkeitszunahme ein. · Doch weicht der Verlauf, den der Rückgang der Sterblichkeit in den einzelnen Altersklassen nahm, oft recht erheblich von einander ab. Ueberhaupt hat die Untersuchung ergeben, dass die Frage nach dem Rückgang der Sterblichkeit sich keineswegs in gleichem Sinne für alle Staaten beantworten lässt. Je nach den konkreten Verhältnissen in den einzelnen Staaten wird man auf zuweilen stark variierende Ergebnisse stossen. Und wie könnte es auch anders sein. Die Höhe der Sterblichkeit und damit auch der Rückgang der Sterblichkeit hängt von einer Reihe von Momenten wie besonders von dem Klima, der physischen Beschaffenheit der Menschen, den Volkssitten, den sanitären Einrichtungen, dem Auftreten von Infektionskrankheiten, der Berufstätigkeit der Bewohner u. dergl. ab; alles Momente, die fortlaufend Aenderungen unterliegen. Wenn nichtsdestoweniger die moderne Zeit in Bezug auf die Sterblichkeitsverhältnisse weit günstiger gestellt ist als frühere Zeiten, so erblicken wir in dieser Erscheinung die Folgewirkungen einer langen Friedensperiode, vervollkommneter sanitärer Einrichtungen, wirksamerer Bekämpfung von Epidemien, Einführung und Verbreitung verbesserter Heilmethoden, ferner Hebung der wirtschaftlichen Lage weiter Schichten der Bevölkerung. Unter dem Einfluss aller dieser Faktoren ging die Sterblichkeitsquote zurück, während sich die Bevölkerung ständig vermehrte.

Welchen Gang die Entwickelung in den Kulturstaaten in Zukunft nehmen wird, ob der Rückgang der Sterblichkeit andauern wird oder nicht, darüber lassen sich bei der Kompliziertheit der vielen die Höhe der Sterblichkeit bedingenden Faktoren nur Vermutungen aussprechen. Der bei der steten Bevölkerungszunahme der meisten Staaten immer schwieriger werdende Kampf ums Dasein deutet darauf, dass, falls die Sanierung der Lebensverhältnisse nicht die Wirkung dieses Gegenfaktors paralysiert nach kürzerer oder längerer Zeit nach der »Ebbe« der Sterbensintensität wieder eine »Flut« derselben hereinbrechen wird[1]). Sodann ergab die Untersuchung, dass die deutschen Lebensversicherungsgesellschaften zur Berechnung der Prämien und der Prämienreserven Sterbetafeln benutzen, die besonders den neuzeitlichen bedeutenden Rückgang der Sterblichkeit in den mittleren Altersklassen nicht berücksichtigen. Während ein Vergleich der Versicherungstafeln früherer Zeiten mit denen späterer Zeiten nur erkennen liess, dass oft recht beträchtliche Abweichungen zwischen den Ergebnissen der Sterbetafeln der Versicherungsgesellschaften und den Ergebnissen der Sterbetafeln für ganze Bevölkerungen bestehen, die sich aus der Eigenart der Versicherungssterbetafeln meist ohne Mühe erklären liessen — liess allein die Gegenüberstellung der wirklichen und der rechnungsmässigen Sterblichkeit einen Schluss über die Frage zu, ob die von den Lebensversicherungsgesellschaften verwendeten Sterbetafeln ein ziemlich getreues Bild der wirklichen Sterblichkeitsverhältnisse unter den Versicherten geben oder nicht. Für die deutschen Lebensversicherungsgesellschaften fanden wir, dass zwar das Gesamtergebnis aus dem Ueberschuss der rechnungsmässigen über die wirkliche Sterblichkeit im allgemeinen nicht sehr bedeutend ist — dass hingegen der Gewinn aus der Sterblichkeit sich sehr ungleich auf die einzelnen Altersklassen verteilt. Es ergab sich ferner, dass der Sterblichkeitsgewinn vorzugsweise aus der bedeutenden Mindersterblichkeit in den mittleren Altersklassen resultiert, während die höheren Altersklassen nur einen geringen Sterblichkeitsgewinn mitunter sogar einen Sterblichkeitsverlust für die Lebensversicherungsgesellschaften ergaben. Dieser Erscheinung, in der die Tatsache zum Ausdruck kommt, dass es hauptsächlich die mittleren Altersklassen waren, bei denen die Sterblichkeit so stark zurückgegangen ist, ist fortan von den deutschen Lebensversicherungsgesellschaften eine grössere Aufmerksamkeit wie bisher zuzuwenden. Denn es ist klar, dass die in den Abweichungen der wirklichen von der rechnungsmässigen Sterblichkeit in den einzelnen Altersklassen liegenden Mängel notwendig eine übermässige Entlastung der höheren Altersklassen auf Kosten der mittleren Altersklassen bewirken müssen. Eine solche Abwälzung der

1) G. v. Mayr, Statistik und Gesellschaftslehre II, S. 226. Vergl. auch C. Ballod, Die Lebensfähigkeit der städtischen und ländlichen Bevölkerung. S. 68.

Lasten von den Schultern des einen Versicherten auf die des anderen Versicherten ist volkswirtschaftlich nicht zu rechtfertigen, da kein Gewinnverteilungsmodus denkbar ist, der die in der ungleichmässigen Beteiligung der einzelnen Altersklassen am Gewinn aus der Sterblichkeit liegenden ungleichen Belastungen der Versicherten zu beseitigen vermag. Das einzige Mittel, eine gerechte Abwägung von Leistung und Gegenleistung beim Versicherungsvertrag zu verbürgen, das praktisch durchführbar ist, ist und wird bleiben, Rechnungsgrundlagen zu verwenden, die in möglichster Uebereinstimmung mit der Wirklichkeit stehen. Ausser der Zugrundelegung eines angemessenen Zinsfusses gehören hierzu gute Sterbetafeln d. h. solche, die die wirkliche Sterblichkeit ziemlich getreu reflektieren. Möge die deutsche Lebensversicherung, die von Jahr zu Jahr für unsere gesamte Volkswirtschaft eine steigende Bedeutung erlangt, auf diesen letzteren Faktor mehr als es bisher geschah ihr Augenmerk richten! Mit der Erörterung der Sterblichkeitsverhältnisse versicherter Leben hoffe ich zugleich einer Frage näher getreten zu sein, deren Bedeutung für die weitere Ausbreitung der Versicherungsidee in den Kulturstaaten eine eminente ist und die zweifelsohne als eine der brennendsten und aktuellsten bezeichnet werden muss.

Anhang.

Sterblichkeits-

	Preussen [1]) 1859—64		Preussen [2]) 1867. 68. 72. 75—77		Preussen [3]) 1881—90		Preussen [4]) 1894—97		Deutsches Reich [2]) 1871/72—80/81	
	M.	W.	M.	W.	M.	W.	M.	W.	M.	W.
0— 1	256.14	215.64	273.86	231.90	264.5	222.1	256.05	212.43	310.00	257.72
1— 2	79.12	75.34	79.50	75.39	68.50	66.25	55.15	52.57	67.53	66.16
2— 3	42.96	42.33	40.37	39.40	34.40	33.79	23.34	22.53	33.80	33.18
3— 4	29.01	28.82	26.72	25.99	23.46	23.08	15.56	15.21	23.39	22.81
4— 5	20.73	20.76	18.92	18.89	17.04	17.33	10.79	10.65	17.22	17.03
5— 10	10.03	10.25	9.87	9.79	8.84	9.09	5.63	5.77	8.80	8.70
10— 15	4.78	5.09	4.67	4.73	3.72	4.21	2.87	3.27	3.90	4.21
15— 20	5.39	5.13	5.78	5.38	4.81	4.47	4.34	3.86	5.33	4.92
20— 25	8.33	6.46	8.70	7.21	7.08	5.83	5.94	4.93	8.24	7.01
25— 30	7.89	8.02	9.26	8.81	7.65	7.61	5.90	5.96	8.76	8.86
30— 35	9.88	10.90	10.33	10.51	9.33	8.95	7.17	7.19	9.93	10.26
35— 40			12.70	11.82	11.94	10.49	9.27	8.17	12.08	11.70
40— 45	15.37	13.62	15.82	13.22	14.62	11.06	12.06	9.07	14.89	12.38
45— 50			19.71	15.66	18.63	12.43	15.76	10.36	18.68	13.80
50— 55	26.55	23.08	24.80	19.68	22.93	16.24	20.07	13.86	24.06	18.17
55— 60			33.00	27.50	29.81	24.14	27.39	20.17	31.97	25.77
60— 65	50.27	47.87	44.78	41.01	42.48	37.01	38.47	31.68	45.09	39 79
65— 70			64.97	61.23	59.92	56.80	56.24	53.76	66.17	60.31
70— 75	109.57	110.95	95.05	92.01	88.01	82.70	82.81	75.13	98.73	92.47
75— 80			135.53	137.59	130.9	119.3	125.3	116.5	147.84	143.13
80— 85	209.83	200.69	191.24	206.22	172.4	171.6	187.9	175.7	217.56	209.04
85— 90			247.09	272.76	236 9	221.5	279.8	249.5	308.07	299.08
90— 95	282.61	270.39	338.49	338.83	362.0	332.2	373.5	342.7	428.02	421.58
95—100					390.0	396 3	—	—		
100 u. m.										
0—ω	27.41	25.99	28.27	26.33	26.49	24.55	24.08	22.23	28.11	26.00

1) Zeitschrift des königl. preuss. stat. Bureaus 1869, S. 125 u. f.

2) G. v. Mayr's Allgem. Statist. Archiv, 3. Jahrgang 1894, S. 59 u. f.

3) C. Ballod, Die Lebensfähigkeit der städtischen und ländlichen Bevölkerung. Leipzig 1897. S. 85 und 86.

4) Staats- und sozialwissenschaftliche Forschungen Bd. XVI, Heft 5, S. 117.

Tabellen.

Koeffizienten.

Mecklenburg-Schwerin [5]) 1867—71		Mecklenburg-Schwerin [5]) 1872—76		Mecklenburg-Schwerin [5]) 1877—81		Oldenburg [6]) 1855—64		Oldenburg [7]) 1871/72—85/86	
M.	W.	M.	W.	M.	W.	M.	W.	M.	W.
186.0	159.9	198.2	169.0	192.9	160.7	148.32	122.13	149.5	122.8
						49.23	50.16	47.49	44.82
27.85	27.47	24.76	24.02	21.92	21.89	26.50	28.85	24.36	24.89
						20 02	20.14	17.12	17.42
						13.35	15.28	13.42	12.85
9.76	10.04	8.76	8.52	7.42	7.16	9.95	10.20	9.27	8.97
5.31	5.60	4.94	4.92	3.91	4.45	5.46	6.75	5.24	5.90
5.91	5.43	5.40	4.93	4.90	4.37	7.05	6.66	6.73	6.19
8.10	6.41	7.36	6.18	6.31	5.50	9.65	7.34	10 60	7.60
7.29	7.59	6.36	7.19	5.95	6.38	9.68	10.03	10.15	10.13
7.39	9.30	7.53	8.71	6.72	7.64	10 39	12.93	10.74	12.55
9.52	10.26	9.22	9.80	8.30	8.92	11.74	15.18	12.94	14.20
12.54	11.42	10.75	10.49	9.80	9.07	15.80	16.62	15.79	14.38
16.36	12.37	15.32	12.52	13.37	11.50	18.42	17.09	19.37	15.02
21.61	16.78	20.53	15.63	17.97	14.69	24.81	21.78	24.01	18.66
29.92	25.67	27.61	23.63	26.12	22.02	31.06	30.45	29.84	26.28
42.74	39.19	42.91	35.40	39.55	35.15	45.54	46.74	42.22	40.63
62.07	58.60	62.13	54.15	58.15	52.61	64.16	66.65	62.47	60.47
93.33	92.73	89.21	87.18	88.45	88.00	94.08	105.77	90.80	90.17
132 7	126.5	137.3	123.9	134.1	122.8	147.96	150.96	141.4	142.0
193.3	187.3	194.4	201.5	210.0	199.3	209.05	217.12	210.2	2 10.1
269.6	217.0	270.8	258.7	259.6	226.3	270.39	279.48	278.5	270.8
301.9	272.1	291.1	302.6	386.3	295.4	319.00	284.78	264.5	297.0
332.0	463.3	288.3	374.0	393.3	630.0	299.38	358.97	} 379.3	335.4
23.94	22.97	23.53	22.35	22.43	21.45	24.10	23.87	23.96	22.85

5) Beiträge zur Statistik Mecklenburgs, herausgegeben vom grossherzogl. statist. Bureau zu Schwerin, X. Bd. 3. Heft. Schwerin 1886.

6) Statist. Nachrichten über das Grossherzogtum Oldenburg, II. Heft. Oldenburg 1870.

7) op. cit. 22. Heft. Oldenburg 1890.

Sterblichkeits-

	Frankreich[1]) 1840—59		Frankreich[2]) 1861—65		Frankreich[3]) 1877—81		Frankreich[4]) 1882—86	
	M.	W.	M.	W.	M.	W.	M.	W.
0— 1	204.4	172.7	252.3 *	209.5 *	233.78	191.11	209.1	171.7
1— 2								
2— 3	36.6	35.8	35.68	35.64	28.53	28.49	29.03	27.67
3— 4								
4— 5								
5— 10	10.0	10.45	7.64	8.01	6.50	6.73	6.56	6.85
10— 15	5.4	6.35	4.61	6.10	3.83	4.58	3.94	4.58
15— 20	7.14	7.89	8.24	6.91	5.97	6.53	5.64	5.12
20— 25	13.4	9.25	10.14	8.79	9.08	7.07	8.69	7.03
25— 30	10.25	9.4	8.43	9.14	9.48	9.75	9.45	9.68
30— 35	9.18	9.9	8.35	9.62	9.53	9.92	10.15	9.82
35— 40	9.68	10.36(?)	8.94	9.56	10.83	9.75	11.86	10.10
40— 45	11.81(?)	11.65	11.01	10.54	12.09	10.42	13.40	11.06
45— 50	14.07	13.16	13.06	11.54	14.18	11.94	14.96	12.42
50— 55	17.2	16.55	17.62	15.38	18.86	15.06	19.39	15.54
55— 60	23.42	22.6	23.40	20.63	24.79	20.31	24.82	20.58
60— 65	35.6	34.45	36.39	33.31	35.90	31.57	35.26	31.26
65— 70	50.7	51.5	52.38	48.84	52.39	43.29	52.79	46.54
70— 75	80.9	83.2	76.44	80.14	82.82	75.09	79.65	73.40
75— 80	127.1	121.1	126.69	122.89	123.84	111.48	113.70	106.40
80— 85	205.0	189.3	205.29	191.80	192.38	177.17	172 20	164.4
85— 90	270.0	235.3	274.76	262.20	218.34	222.10	212.9	169.1
90— 95	300.5	268.0	281.69	312.83	270.01	271.10	—	—
95—100	420.6	374.5	352.94	337.8			—	—
100 u. m.								
0—ω	25.43	24.40	25.63	24.65	24.48	23.02	24.04	22.53

1) a. a. O. Statist. Nachrichten über das Grossherzogtum Oldenburg, XI. Heft. Oldenburg 1870.

2) Statistique de la France 2ième série Tome XVIII. Strasbourg 1870. S. 41.

3) a. a. O. Allgem. Statist. Archiv von G. v. Mayr. 3. Jahrg. 1894. S. 59 u. f.

4) Memoiren der Petersburger Akademie der Wissenschaften VIII. Serie Bd. I. No. 5.

5) C. Ballod, Die Lebensfähigkeit der städtischen und ländlichen Bevölkerung S. 91.

Koeffizienten.

Frankreich [5]) 1890—92		Italien [6]) 1872—81 b. G.	Italien [6]) 1882—91 b. G.	Italien [6]) 1892—94 b. G.	Oesterreich [7]) 1856—65		Oesterreich [8]) 1865—75		Oesterreich [9]) 1881—90	
M.	W.				M.	W.	M.	W.	M.	W.
216.0	175.5	248.0	224.7	210.7	388.9	313.6	340.7	280.4	332.5	273.9
		119.77	104.15	92.27						
27.07	26.32	56.77	50.24	43.01	52.07	50.27	50.84	48.40	47.09	46.07
		35.41	29.74	26.24						
		27.36	21.02	18.67						
5.50	5.90	13.19	11.14	9.76	11.69	11.20	12.70	12.08	11.20	11.02
3.38	3.94	6.23	5.11	4.65	—	—	6.91	6.79	5.54	6.26
5.84	6.36	7.21	6.02	5.66	—	—				
8.86	6.74	9.29	8.03	6.99	—	—	11.76	10.17	9.35	9.00
8.10	8.22	9.93	8.35	7.50	—	—				
9.39	8.86	10.31	8.59	7.78	—	—	13.30	13.33	10.91	11.21
10.59	8.93	11.72	9.28	8.48	—	—				
12.93	10.43	13.45	10.87	10.07	—	—	19.88	17.18	17.07	14.35
14.95	11.49	15.83	12.50	11.81	—	—				
19.45	15.42	20.46	16.77	16.34	—	—	31.14	27.96	27.95	23.90
26.21	21.11	27.85	22.71	22.29	—	—				
39.94	34.98	40.14	37.77	37.12	—	—				
58.17	52.09	59.29	54.62	58.72	—	—				
90.51	83.52	88.90	88.18	99.75	—	—				
137.70	127.40	139.0	147.07	153.2	—	—	84.92	85.53	78.32	73.96
204.70	189.60	164.7	203.5	220.4	—	—				
265.30	248.90	247.5	318.8	354.3	—	—				
—	—	—	—	—	—	—				
—	—	—	—	—	—	—				
24.01	22.37	29.82	26.90	25.48	—	—	32.94	30.26	30.52	28.35

6) Bulletin de l'Institut international de Statistique Tome X. Livraison première. Rome 1897. S. 69 u. f.

7) Statist. Nachrichten über das Grossherzogtum Oldenburg Heft 9. Oldenburg 1870. S. 60; in der ursprünglichen Form in: Tafeln zur Statistik der österreichischen Monarchie, die Jahre 1860—65 umfassend. N. F. V. Bd. I. Heft. Wien 1871.

8) Zeitschrift des königl. preuss. statist. Bureaus 21. Jahrg. 1881. S. 119.

9) C. Ballod, Die Lebensfähigkeit der städtischen und ländlichen Bevölkerung. Leipzig 1897. S. 83.

* siehe S. 51 des Textes.

	Sachsen [1] 1840—49	Sachsen [2] 1880. 85. 90.	Sachsen 1880. 85. 90.		Bayern [3] 1835/36—65/66		Bayern [4] 1881—90		England [5] 1838—54		England [6] 1871—80		England [7] 1881—90		Schweiz [8] 1876—81		Schweiz [9] 1881—88	
	b G.	b. G.	M.	W.	M.	W.	M.	W.	M.	W.	M.	W.	M.	W.	M.	W.	M.	W.
0— 1	—	350.1	384.7	316.2	442.6	356.9	389.9	315.5	183.36	147.39	179.20	141.69	181.5	144.4	242.12	197.11	208.6	169.6
1— 2	—	72.31	74.30	70.35	58.34	55.78	63.20	62.59	66.65	64.10	63.42	60.49	58.99	54.14	37.55	38.58	33.94	33.68
2— 3	—	32.42	32.85	31.99	27.47	27.35	28.72	28.58	36.13	36.02	34.15	33.70	24.11	23.27	19.39	19.68	16.58	16.84
3— 4	—	22.47	22.88	22.04	18.91	18.82	19.87	19.37	24.14	24.47	22.74	22.89	15.66	15.25	15.42	14.45	12.68	12.60
4— 5	—	16.02	16.34	15.72	14.04	13.84	14.40	13.98	17.98	17.84	16.92	16.67	11.48	11.08	12.37	12.94	9.68	9.33
5— 10	—	7.08	7.08	7.08	7.12	6.90	7.14	7.03	9.62	9.52	6.97	6.48	4.87	4.43	6.72	6.57	5.18	5.25
10— 15	—	2.71	2.64	2.78	—	—	2.78	3.27	5.02	5.34	3.58	3.67	2.00	1.86	3.60	3.95	3.05	3.49
15— 20	—	4.05	4.09	3.99	—	—	4.18	4.44	6.30	6.64	4.76	4.74	3.79	3.92	5.36	5.73	4.65	5.47
20— 25	7.40	6.25	6.02	6.46	—	—	6.86	6.01	8.68	9.03	6.86	6.63	5.33	5.32	7.75	7.23	6.84	7.00
25— 30	8.22	7.38	6.88	7.88	—	—	7.58	7.91	9.56	10.04	8.40	7.87	7.19	6 94	8.80	8.80	7.90	8.02
30— 35	9.59	8.99	9.01	8.99	—	—	8.55	9.37	10.57	11.02	10.14	9.19	9.05	8.47	10.45	9.88	9.32	9.12
35— 40	10.93	10.83	11.49	10.19	—	—	10.67	10.85	11.96	12.10	12.31	10.68	11.15	9.79	11.67	10.87	11.15	10.43
40— 45	12.67	12.30	14 28	10.44	—	—	12.84	11.63	13.96	13.42	14.99	12.43	13.84	11.23	14.35	11.62	13.87	11.07
45— 50	15.79	14.91	18.40	11.69	—	—	16.34	12.86	16.82	15.11	18.15	14.52	17.28	13.58	17.28	13.21	16.84	12.69
50— 55	20.94	19.87	24.22	16.00	—	—	21.14	17.05	21.36	17.59	23.17	17.39	22.26	17.71	23.50	18.43	22.12	17.22
55— 60	30.42	27.70	33.34	22.87	—	—	28.99	24.24	27.71	24.11	30.17	24.21	29.94	24.05	31.02	25.20	30.25	24.99
60— 65	45.12	40.18	46.84	34.72	—	—	42.71	39.04	37.85	33.70	40·91	34.14	42.08	34.15	44.97	40.33	42.77	38.65
65— 70	70.20	60.60	68.61	54.33	—	—	63.60	60.12	54.75	49.05	57.75	49.70	59.69	50.25	64.87	62.96	62.86	60.48
70— 75	109.5	93.56	100.4	88.59	—	—	100.3	96.55	81.21	73.16	83.93	74.03	86.50	75.41	99.58	97.79	96.49	95.30
75— 80	161.8	147.0	156.7	140.2	—	—	156.0	152.1	119.86	108.88	123.20	109.85	127.89	113.37	143.42	139.81	147.7	143.6
80— 85	225.3	216.3	225.6	210.1	—	—	249.0	238.9	173.16	158.87	179.05	161.20	194.81	168.32	217.98	212.66	211.3	209.7
85— 90	383.8	326.9	354.6	286.5	—	—	377.8	363.4	243.27	225.53	259.16	233.53	281.20	244.81	311.89	307.33	295.8	292.9
90— 95	511.1	373.5	454.1	371.1	—	—	—	—	331.87	310.78	381.54	348.87	407.43	347.30	453.49	441.44	430.0	395.3
95—100		554.4	514.3	547.6	—	—	—	—	450.76	427.32			576.2	479.40				
100 u. m.																		
o—ω	—	27.81	29.38	26.36	—	—	28.65	26.38	25.05	23.89	24.21	22.43	22.94	21.20	24.64	23.14	23.12	21.90

1) Masius, Rundschau der Versicherungen Bd. 3 S. 335, Bd. 4 S. 289 und Bd. 5 S. 106, Jahrgang 1853, 1854, 1855. — 2) Zeitschrift des königl. sächs. statist. Bureaus 1894. XL. Jahrgang Heft I und II. — 3) Statist. Nachrichten über das Grossh. Oldenburg Heft XI. Oldenburg 1870. S. 57. Die ursprüngliche Tafel geht von 10 000 Lebend- und Totgeborenen aus und befindet sich in Heft XVII der Beiträge zur Statistik des Kgr. Bayern. — 4) C. Ballod, Die Lebensfähigkeit der städtischen und ländlichen Bevölkerung. Leipzig 1897. S. 85 und 86. — 5) a. a. O. Statist. Nachrichten über das Grossh. Oldenburg XI. Heft. Oldenburg 1870. — 6) a. a. O. G. v. Mayr, Allg. stat. Archiv 4. Jahrgang 1896 S. 535. — 7) Supplementb. to the 55th Annual Report of the Registrar General of Births, Deaths and Marriages in England Part. I. XVI—XIX. — 8) a. a. O. G. v. Mayr's Allg. stat. Archiv 3. Jahrgang 1894 S. 59 u. f. — 9) Statist. Jahrbuch der Schweiz 9. Jahrgang. Bern 1900. S. 24 u. f.

	Niederlande [1] 1850—59		Niederlande [2] 1870—79		Niederlande [3] 1880—89		Belgien [1] 1841—50		Belgien [4] 1851—60		Belgien [5] 1881—90		Norwegen [6] 1856—65		Norwegen [2] 1871—81		Norwegen [7] 1881/2—91/2	
	M.	W.	M.	W.	M.	W.	M.	W.	M.	W.	M.	W.	M.	W.	M.	W.	M.	W.
0— 1	244.98	207.16	260.05	214.98	228.8	187.0	185.10	149.70	182.6	150.3	196.3	162.0	122.71	102.80	122.31	102.06	113.1	95.47
1— 2	73.73	72.21	66.17	65.56	58.17	56.41	75.97	75.90	69.14	66.99	52.70	50.89	38.93	37.41	36.75	35.41	36.73	35.54
2— 3	39.41	39.44	32.14	31.15	25.27	24.92	38.13	39.47	39.11	39.09	25.30	24.63	25.88	25.47	21.35	20.59	22.23	21.71
3— 4	24.19	24.06	20.61	19.77	17.21	16.42	25.80	26.32	24.23	27.38	16.22	15.81	19.92	19.75	15.28	14.85	16.58	17.08
4— 5	17.45	17.04	14.70	14.53	12.07	11.80	18.04	20.20	19.26	20.03	11.37	11.96	14.96	15.01	12.05	11.61	13.73	13.37
5— 10	9.84	9.93	8.32	8.01	6.29	6.08	9.49	10.93	10.29	11.71	5.25	5.56	7.90	8.14	6.47	6.46	7.61	7.93
10— 15	4.92	5.73	4.33	4.85	3.25	3.78	7.79	7.62	5.34	5.23	2.96	3.61	4.59	4.81	3.97	4.19	4.55	4.96
15— 20	6.47	6.79	6.24	6.26	4.93	4.99	7.79	9.15	7.94	9.26	4.85	5.35	5.48	5.16	6.34	5.14	6.68	5.45
20— 25	9.96	7.99	9.45	7.48	7.23	5.83	9.08	11.26	11.58	13.71	7.42	6.87	7.63	5.71	9.28	6.25	9.65	6.36
25— 30	10.18	10.48	8.71	9.10	7.04	7.36	11.62	9.13	12.99	10.49	6.92	6.99	8.06	6.56	9.03	7.20	8.83	7.43
30— 35	11.03	13.06	8.89	10.82	7.38	8.81	11.60	9.93	15.03	13.25	7.59	7.63	8.43	7.99	8.30	8.08	7.86	8.21
35— 40	12.37	14.26	10.05	12.35	8.95	10.22	13.13	11.19	16.24	15.41	9.02	8.33	8.80	8.88	9.00	9.00	8.33	8.85
40— 45	15.09	14.95	12.18	12.50	10.70	10.73	14.01	14.35	17.70	16.70	11.34	9.49	10.82	9.81	9.79	9.53	9.22	9.10
45— 50	18.08	14.42	15.02	12.61	13.38	10.63	15.08	16.32	18.94	20.12	13.95	10.24	11.94	10.52	11.87	10.13	10.69	9.67
50— 55	25.18	19.63	19.59	15.35	17.17	13.39	19.27	21.25	19.21	21.35	17.78	12.93	15.31	12.66	14.92	12.25	13.73	11.82
55— 60	31.81	25.35	26.29	20.71	24.16	18.56	31.64	24.91	27.33	20.30	23.89	17.82	19.76	16.01	18.98	16.18	17.92	14.77
60— 65	41.92	36.90	37.93	31.52	34.01	28.02	47.84	30.28	48.22	29.82	35.33	27.90	28.27	23.27	27.44	23.47	25.28	21.78
65— 70	63.73	58.86	54.82	48.93	50.77	44.72	60.55	49.07	66.54	53.36	49.66	42.28	43.05	38.03	40.72	35.64	37.47	32.74
70— 75	91.02	87.30	83.74	78.96	77.64	70.11	85.77	87.40	93.41	93.96	78.09	68.48	68.95	64.22	61.57	53.82	57.22	48.98
75— 80	133.28	130.25	127.75	125.27	118.0	110.4	121.34	118.45	121.4	116.2	118.5	108.0	98.16	86.69	93.55	85.66	90.01	79.23
80— 85	212.51	203.23	186.61	181.34	178.5	168.4	178.65	164.05	161.9	153.0	193.6	175.4	153.47	135.19	141.97	130.17	141.1	128.6
85— 90	279.92	266.60	280.11	267.68	254.4	253.0	256.41	226.24	255.3	218.2	290.2	261.0	222.45	188.42	215.06	196.88	220.6	199.5
90— 95	423.48	390.05	455.04	430.94	451.6	452.1	257.89	268.46	279.0	296.6	401.5	363.4	301.37	271.02	283.49	261.92	325.2	310.5
95—100							428.57	405.41	556.6	480.0	534.1	541.2						
100 u. m.																		
0—ω	27.47	26.19	26.04	24.60	23.57	22.22	26.22	25.19	26.74	25.69	22.69	21.33	21.10	20.02	20.69	19.49	20.52	19.53

1) a. a. O. Statist. Nachrichten über das Grossherzogtum Oldenburg, XI. Heft. Oldenburg 1870. — 2) Bulletin de Statistique 1890. Paris I. S. 90. — 3) Bydragen tot de Statistiek van Neederland V. Sterftetafels voor Neederland bewerkt door Dr. A. J. van Pesch s'Gravenhage 1897. — 4) Bulletin de la Commission Centrale de Statistique Tome 8. Bruxelles 1860. S. 475/476. — 5) op. cit. Tome XVII. Bruxelles 1897. — 6) a. a. O. Monatshefte zur Statistik des Deutschen Reichs, Novemberheft 1887, S. 16 u. f. — 7) Norges officielle Statistik Tredie Raekke 48. Bd. No. 304. Kristiania 1898.

Sterblichkeitskoeffizienten.

	Schweden [1]) 1851—55		Schweden [2]) 1856—60		Schweden [3]) 1861—70		Schweden [4]) 1871—80		Schweden [5]) 1881—90		Dänemark [2]) (ohne die Herzogtümer) 1855—59		Dänemark [6]) 1860—69		Dänemark [7]) 1870—79		Dänemark [8]) 1880—89	
	M.	W.	M.	W.	M.	W.	M.	W.	M.	W.	M.	W.	M.	W.	M.	W.	M.	W.
0— 1	184.5	154.6	176.83	147.74	166.6	140.8	156.33	130.16	131.0	108.1	163.90	134.16	161.9	135.4	164.92	135.69	164.5	136.9
1— 2	38.16	37.53	50.85	47.01	52.10	48.64	41.52	39.09	36.50	34.13	42.15	40.18	44.25	40.87	36.91	35.83	34.12	32.99
2— 3	28.53	25.29	30.73	27.89	35.67	33.30	26.39	25.02	22.35	21.67	27.37	26.80	26.77	26.62	19.19	18.41	17.88	17.27
3— 4	20.05	18.11	27.73	25.76	26.13	25.60	19.82	19.19	17.13	16.73	22.35	22.55	20.69	21.72	14.75	14.69	13.68	13.91
4— 5	14.61	13.83	21.89	19.80	19.15	18.04	15.43	14.91	13.58	13.32	17.09	18.10	16.03	17.37	11.91	12.31	10.70	11.03
5— 10	8.64	7.86	12.81	11.84	9 47	8.94	8.61	8.40	7.79	7.65	11.10	11.61	10.48	10.93	8.03	8.26	7.19	7.73
10— 15	4.73	4.46	6.29	5.76	4.39	4.15	4.12	4.26	3.90	4.14	5.52	6.20	5.74	6.57	4.59	5.79	4.35	5.61
15— 20	4.99	4.81	5.93	5.49	4.89	4.46	4.65	4.49	4.53	4.55	5.28	5.59	5.18	5.96	5.22	6.17	4.94	5.74
20— 25	7.13	5.64	7.98	6.00	7.20	5.52	6.94	5.50	6.55	5.30	7.81	6.66	7.66	6.94	7.28	6.68	7.02	6.08
25— 30	8.30	6.61	8.02	6.71	7.47	6.13	7.51	6.65	6.75	6.09	6.81	7.92	7.43	7.87	6.43	7.70	6.48	7.34
30— 35	10.00	8.12	9.36	8.24	8.39	7.29	8.13	7.28	6.84	6.64	7.66	9.48	7.52	8.80	7.13	8.93	6.82	7.89
35— 40	12.62	9.88	10.72	9.71	9.72	8.41	9.26	8.22	7.73	7.48	9,22	9.92	8.49	9.64	8.75	9.96	7.79	8.44
40— 45	15.85	11.66	13.05	10.92	12.98	10.59	10.85	9.06	9.48	8.21	12.00	11.19	11.51	10.55	10.84	10.08	9.83	9.27
45— 50	19.38	12.97	16.89	12.80	15.39	11.33	13.31	9.95	11.59	9.06	15.28	11.20	14.16	11.10	14.07	10.89	12.55	10.17
50— 55	25.16	17.40	21.65	16.32	20.63	15.08	17.01	12.82	14.64	11.24	21.13	15.37	18.72	13.80	19.78	14.65	16.74	12.25
55— 60	32.09	23.62	28.12	22.88	26.45	20.07	22.74	17.50	19.87	15.43	27.23	20.52	24.81	18.58	25.19	18.87	22.61	16.94
60— 65	42.59	34.22	39.77	33.79	39.00	31.13	32.01	26.24	27.99	22.99	38.60	30.47	39.47	30.28	34.46	26.61	33.24	26.07
65— 70	65.15	54.55	55.71	49.12	56.27	47.32	48.23	40.47	41.54	36.01	54.63	45.35	51.05	42.55	49.85	41.50	46.67	39.04
70— 75	95.51	83.99	84.83	77.10	91.94	77.58	74.86	63.86	65.64	57.24	83.41	73.65	78.68	71.57	80.93	70.01	69.26	57.92
75— 80	144.62	128.59	131.98	119.10	133.96	114.83	118.72	101.56	106.30	92.14	122.50	111.51	107.1	98.97	108.82	98.78	102.7	91.32
80— 85	227.62	205.91	197.87	174.44	206.15	175.3	184.85	156.32	173.4	147.9	194.10	169.82	172.9	159.3	174.02	157.51	168.0	150.0
85— 90	365.12	311.80	282.21	248.20	329.8	287.73	289.65	250.78	268.83	233.14	262.17	245.77	251.2	222.5	243.08	216.37	220.5	194.0
90— 95	308.82	355.07	334.63	337.57	400.0	362.5	}		397.8	339.5	377.60	356.25	288.9	275.0			299.1	273.4
95—100	500.	333.33	488.89	416.66	} 454.55	451.6	} 459.24	387.82	} 540.0	498.2	510.64	466.67	394.7	400.0	} 402.28	350.01	333.3	340.7
100 u. m.																		
0—ω.	24.19	21.93	24.70	22.65	23.71	21.86	22.09	20.57	20.59	19.43	23.25	22.14	22.87	21.93	21.91	21.04	21.27	20.39

1) Befolkningsstatistik. Stockholm 1860. S. 90 u. f. und Statistique internationale (Population). Bruxelles 1865. S. 355. — 2) a. a. O. Statist. Nachrichten über das Grossh. Oldenburg 1870. — 3) Bidrag till Sveriges officiela Statistik. A. Befolkningsstatistik Ny följd XII. 3. Stockholm 1874. S. LXII und LXIII. — 4) a. a. O. G. v. Mayr, Statist. Archiv. 3. Jahrg. 1894 S. 59 u. f. — 5) Bidrag till Sveriges officiela Statistik. A. Befolkningsstatistik Ny följd XXXII. 3. Stockholm 1895. — 6) Danmarks Statistisk Tabelvaerk Fjerde Raekke Litra A. No. 7. Kjobenhavn 1893. — 7) Bulletin de statistique 1890 Paris I. S. 90. — 8) Danmarks Statistisk Tabelvaerk Fjerde Raekke Litra A. No. 7. Kjobnhavn 1893.

	17. E. G.[1]	HM	HF	HMF[2]	Engl. Erfahrungen[10] (mit Gewinnbet.) 1863—93		Tafel der Gothaer u. Babbage[3]	Gothaer Erfahrgn.[4] 1829—78	Deutsche Sterbetafel[5]			Deutsche Sterbetafel[6]			A. F.[7]	A. St.[8]	30. A. G.[9]	
		20 engl. Gesellschaften							M^I	W^I	M. u. W^I	M^{III}	W^{III}	M u. W^{III}				
	b. G.	M.	W.	b. G.	M.	W.*	b. G.	M.	M.	W.	b. G.	M.	W.	b. G.	b. G.	b. G.	M.	W.
10— 15	6.84	3.59	4.97	4.02	4.66	5.92	—	—	—	—	—	4.62	3 30	3.74	4.02	7.57	6.54	4.96
15— 20	7.09	4 11	6.94	4.95	3.72	3.94	5.45	4 74	—	10.13	—	8.51	7.79	8.09	6.04	7.72	6.67	7.68
20— 25	7.50	6.68	8.17	6.84	4.45	6.84	6.64	5.05	6.26	11.71	9.02	10.16	10.53	10 44	6.76	7.94	6.89	10. 10
25— 30	8.05	6.99	11.66	7.40	5.11	8.22	8.48	5.58	6.95	11.41	8.58	8.71	11.45	10.36	6.56	8.23	7.22	11.49
30— 35	8.79	8.14	11.77	8.43	6.50	8.54	9.99	6.41	8.35	11.76	9.28	10.27	12.39	11.42	7.41	8.65	7.77	11.29
35— 40	9.74	9.48	12.12	9.58	8.13	10.25	11.65	7.70	10.18	12.33	10.67	13.24	13.99	13.64	8.72	9.29	8.65	11.33
40— 45	11.02	10.89	12.86	11.08	10.23	10.91	12.05	9.76	12.92	12.66	12.87	17.07	14.07	15.61	10.75	10.33	10.07	11.48
45— 50	13.65	13.77	13.98	13.79	12.79	12.25	15.14	13.00	16.17	13.76	15.70	21.39	14.14	17.82	13.90	12.13	12.34	11.34
50— 55	18.16	17.83	15.87	17 60	17.16	15.15	20.01	18.06	21.84	17.04	20 87	27.50	18.34	22.85	18.78	15.58	15.99	14.33
55— 60	25 05	24.35	20.12	23.72	23.66	20.11	25.91	26.10	30.59	23.94	29.13	36.38	26.16	30.98	26.33	21.66	21.86	20.49
60— 65	35.80	35.28	29.04	34.26	33.71	28.80	33.44	38.71	42.71	35.80	41.20	49.14	37.75	42.91	37.98	31.88	31.27	30.47
65— 70	52.73	51.00	44.46	49.79	50.19	43.81	45.80	58.42	60.53	54.31	59.15	70.71	56.71	62.87	55.96	48.82	46.32	46.50
70— 75	78.32	77.64	71.36	76.35	75.72	68.01	72.23	89.27	87.89	86.69	87.75	98.96	90.88	94.40	83.58	75.97	70.35	72.81
75— 80	116.63	119.9	113 4	118.3	114.0	106.3	136.3	137.3	128.9	130.8	129.3	138.2	135.7	136.9	125.8	116.3	108.4	116.2
80— 85	173.9	182.2	143.9	171.7	175.7	176.7	255.1	210.8	197.8	189.0	195.9	169.1	170.6	169.2	189.9	186.0	168.5	186.9
85— 90	265.8	254.1	250.2	253.0	252.2	253.1	466.8	322.0	—	—	—	—	—	—	285.7	331.5	263.1	299.9
90— 95	457.4	399.6	276.7	355.4	355.7	315.6	—	485.9	—	—	—	—	—	—	426.4	—	446.4	522.2
95—100	890.0	—	—	—	534.3	686.3	—	—	—	—	—	—	—	—	627.6	—	—	—

* Für das weibliche Geschlecht geschah die Berechnung, da eine Absterbeordnung nicht vorhanden war, auf Grund einer Tabelle der „Exposed to risk." und „Died", die enthalten war in: Institute of Actuaries and Faculty of Actuaries. Joint Mortality Investigation. Combined Experience of Assured Lives (1863 bis 1893) Unadjusted Data. Whole Life Assurances. Females. S. 150. London 1900, und zwar in der Weise, dass von den „Exposed to risk" 1/2 der während des betreffenden 5jährigen Zeitraumes Gestorbenen subtrahiert wurde. Darauf wurde der Quotient aus den Gestorbenen und aus den auf erwähnte Weise berechneten Gleichzeitig-Lebenden gebildet.

1) Tafel der 17 englischen Gesellschaften in: Tables exhibiting the law of mortality deduced from the combined experience of 17 life assurance offices. London 1843. (General Experience.) — 2) Tafel der 20 englischen Gesellschaften in: Tables deduced from the Mortality Experience of Life Assurance Companies, collected and arranged by the Institute of Actuaries of Great Britain and Ireland. London 1872. S. XCIV—XCIX. (H^M gilt für das männliche, H^F für das weibliche und H^{MF} für beide Geschlechter.) — 3) Mitteilungen aus der Geschäfts- und Sterblichkeitsstatistik der Lebensversicherungsbank für Deutschland zu Gotha für die 50 Jahre 1829—78, herausgegeben von Dr. Emminghaus. Weimar 1880. — 4) Artikel: Lebensversicherung von Dr. Emminghaus im Handwörterbuch der Staatswissenschaften 5. Bd. S. 558 und 559. — 5) Deutsche Sterblichkeitstafeln aus den Erfahrungen von 23 deutschen Gesellschaften, veröffentlicht im Auftrage des Kollegiums für Lebensversicherungswissenschaft. Berlin 1883. S. 787—804. — 6) siehe Anm. 5. — 7) Tables de mortalité du comité des compagnies d'assurances à primes fixes sur la vie. Paris 1895. S. 1 und 2. (A.F. = assurés français.) — 8) Sh. Homans, Report exhibiting the experience of the Mutual Life Insurance Company of New-York. New-York 1868 in Principles and Practice of Life Insurance. — 9) L. W. Meech, System and Tables of Life Insurance Norwich Conn. 1881. S 2 und 224. — 10) Institute of Actuaries and Faculty of Actuaries. Joint Mortality Investigation. Combined Experience of Assured Lives (1863—1893). Whole Life Assurances Males. Unadjusted Data. London 1900. S. 486 und 487.

Sterblichkeitskoeffizienten. (Rentnersterbetafeln.)

	Brunestafel [1]		Brune-Fischers Tafel [2]		Deutsche Rentnersterbetafel [3]			Preuss. Rentenversich.-anstalt Berlin [4]	Tafel der Altersrentenbank zu Dresden [5]	Tafel von Dépar-cieux [6]	3 frz. Ges. [7] (1860)	R. F. [8] (1895)	Taf. v. Finlaison [9] 1860	Engl. Rentnertafel [10] (1883)		Engl. Rentnererfahrungen [11] (1863—93)	
	M.	W.	M.	W.	M.	W.	b. G.	b. G.	b. G.	b. G.	b. G.	b. G.	M.	M.	W.	M.	W.
10— 15	—	—	—	—	—	—	—	—	—	7.41	7.41	4.02	5.87	—	—	—	—
15— 20	—	—	—	—	—	—	—	—	—	8.18	8.18	6.04	9.41	—	—	—	—
20— 25	—	12.99	—	13.10	—	—	—	7.29	5.20	10.08	10.08	6.76	13.40	10.17	7.72	—	3.53
25— 30	6.94	11.65	6.74	11.93	6.91	3.21	3.66	8.09	6.14	10.61	10.61	6.40	12.26	11.66	8.53	19.85	9.54
30— 35	8.14	11.93	8.25	11.87	5.02	3.48	4.15	8.62	6.98	11.20	11.20	6.90	11.68	13.38	9.44	17.28	7.39
35— 40	10.44	12.17	10.16	11.87	4.39	4.74	4.97	9.95	7.98	10.96	10.96	7.70	13.05	15.36	10.44	15.86	11.77
40— 45	13.07	11.95	12.63	12.01	7.76	6.42	6.47	10.26	9.43	10.94	10.94	8.99	13.67	17.62	11.54	4.21	11.06
45— 50	16.64	13.16	15.88	13.15	12.66	8.20	9.12	11.31	11.25	13.61	13.61	11.07	15.02	20.12	12.99	14.85	10.21
50— 55	21.46	16.53	21.02	16.34	17.72	10.66	12.86	14.10	14.10	19.84	14.21	14.41	19.86	22.80	16.28	19.65	12 64
55— 60	29.37	24.44	29.31	23.19	24.23	15.78	18.30	18.18	19.14	25.44	17.66	19.80	25 28	26.25	20.18	23.66	14.17
60— 65	43.62	34.60	42.51	35.31	34.24	22.92	26.55	28.54	28.62	31.66	23.83	28.44	32.93	38.47	28.38	31.61	20.32
65— 70	62.83	55.44	63.66	55.03	48.54	35.41	40.32	44.31	44.30	47.94	35.33	42.31	49.27	57.09	40.69	43.19	33.30
70— 75	96.56	86.51	95.35	84.28	78.23	56.06	62.46	67.11	67.04	75.86	57.56	64.49	72.60	82.78	69.41	67.91	50.35
75— 80	136.0	123.0	139.3	124.7	117.4	89.13	95.00	103.3	103.3	113.4	88.49	99.82	99.60	126.8	108.4	104.7	84.51
80— 85	189.9	177.2	199.5	178.6	170.1	138.4	147.6	168.8	168.8	175.4	139.6	155.6	160.3	—	—	158.5	142.0
85— 90	356.4	234.6	—	—	259.6	215.3	238.9	268.4	268.1	274.1	—	242.5	224.9	—	—	237.6	214.6
90— 95	—	319.7	—	—	485.4	338.0	395.4	354.5	355.7	—	—	375.3	328.8	—	—	344.2	323.1
95—100	—	—	—	—	—	558.1	—	509.8	510.6	—	—	572.1	661.4	—	—	314.4	381.4
100—105	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	851.2	—	—	—	—	—

1) Allgemeine Versicherungszeitung, herausgegeben von Masius, Jahrgang 1847, S. 187/88 und 196/97. Sterblichkeitstafel nach den Erfahrungen der preuss. allg. Witwenverpflegungsanstalt 1776—1845. — 2) Diese Tafel sowie die meisten hier angeführten Tafeln finden sich in J. Neumann's Jahrbuch für das deutsche Versicherungswesen. Berlin 1898 u. f. — 3) Vereinsblatt für deutsches Versicherungswesen, 19. Jahrgang No. 6, Juni 1891 und Schmerler, Die Sterblichkeitserfahrungen unter Rentenversicherten. Berlin 1893. S. 24, 64 und 68. — 4) Vereinsblatt für deutsches Versicherungswesen, 3. Jahrg. No. 5 vom 15. Mai 1875. Die Resultate der bei der preussischen Rentenanstalt gemachten Sterblichkeitsbeobachtungen. — 5) Mitteilungen aus den Verhandlungen des sächsischen Landtages, Session 91/92, Dekret vom 11. November 1891, S. 222. — 6) Essai sur les probabilités de la durée de la vie humaine Paris 1746. — 7) Les Assurances. Études théoriques et pratiques sur l'assurance sur la vie par A. Chaufton Tome 1. Paris 1884. S. 21—22. — 8) Comité des Compagnies d'Assurances à primes fixes sur la vie. Tables de Mortalité. Paris 1895. S. 197. — 9) A. G. Finlaison, Report and observation relating to tontines, ordered by the House of Commons to be printed 1860. — 10) Institute of Actuaries: Joint Life Annuity Tables for Lives of both sexes and also single Life-Annuity-Tables and auxiliary tables deduced from the mortality experience of government. Life Annuitants between 1808 and 1875 according to the Report 1883 of A. J. Finlaison. London 1895. S. 94/97. — 11) Annuity Experience 1863—93 in: Institute of Actuaries and Faculty of Actuaries: Joint Mortality Investigation Combined Experience of Life-Annuitants (1863—93). Unadjusted Data. London 1899. S. 186/87 und 196/97.